UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

CRT-583

INFRACTIONS AU CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE INFRACTIONS AU CODE CRIMINEL ET ACCIDENTS AUTOMOBILES

par

Marcel Boyer*
Georges Dionne*
Charles Vanasse*

* Département de Sciences économiques et Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

Cette recherche a été financée par la Régie de l'Assurance Automobile du Québec.

Cette étude a été publiée grâce à une subvention du fonds F.C.A.R. pour l'aide et le soutien à la recherche.

Université de Montréal
Centre de recherche sur les transports - Publication #583
Juillet 1988

Dépôt légal - 3e trimestre 1988

RÉSUMÉ

Le but de notre étude était de relier statistiquement les probabilités individuelles d'accidents aux diverses infractions au Code de la sécurité routière et à certaines infractions au Code criminel entrainant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous avons, dans un premier temps, vérifié quelles infractions étaient statistiquement significatives pour expliquer la fréquence des accidents et, dans une seconde étape, classifié les infractions selon les risques marginaux qu'elles représentent. Finalement, nous avons comparé nos résultats à ceux (implicites) des tables de points ou d'infractions de la Régie et nous avons proposé d'autres tables qui, à notre avis, sont plus adéquates si on retient comme critère d'évaluation les effets marginaux des infractions sur les propabilités individuelles d'accidents automobiles.

Mots-clés : Code de la sécurité routière; Code criminel; probabilités individuelles d'accidents; table de points d'inaptitude optimale.

- - - - - - - - - - -

ABSTRACT

The object of this study was to link statistically individual probabilities of accidents to various infractions to both the Road Safety Code and the Criminal Code. Firstly, we verified which infractions were statistically significant to explain probabilities of accidents and, then, we classified the infractions according to the marginal risks they represent. Finally, we compared our results to the demerit points table used by the Régie and we proposed other tables which, we think, are more appropriate if we retain as the criterion for evaluation, the marginal effects of infractions on individual probabilities of accidents.

Key words : Road Safety Code; Criminal Code; individual probabilities of accidents; optimal demerit points table.

Introduction

Le but de notre étude était de relier statistiquement les probabilités individuelles d'accidents aux diverses infractions au Code de la sécurité routière et à certaines infractions au Code criminel entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous avons, dans un premier temps, vérifié quelles infractions étaient statistiquement significatives pour expliquer la fréquence des accidents et, dans une seconde étape, classifié les infractions selon les risques marginaux qu'elles représentent. Finalement, nous avons comparé nos résultats à ceux (implicites) des tables de points ou d'infractions de la Régie et nous avons proposé d'autres tables qui, à notre avis, sont plus adéquates si on retient comme critère d'évaluation les effets marginaux des infractions sur les probabilités d'accidents automobiles.

Notre analyse concerne tous les accidents automobiles qui sont sur les banques de données de la Régie, c'est-à-dire qu'elle n'est pas limitée aux seuls accidents avec dommages corporels. Nous avons procédé ainsi car, à notre avis, le mandat de la Régie comme agent responsable de la sécurité routière concerne tous les accidents automobiles, même si son mandat d'assureur est limité aux dommages corporels.

Cette recherche est une suite logique aux travaux que M. Boyer et G. Dionne avaient réalisés sur la sécurité routière (Boyer et Dionne, 1985). Dans leur rapport, il a été montré que des variables comportementales étaient très significatives pour expliquer les probabilités individuelles d'accidents. Entre autres, les accidents passés, les points d'inaptitude accumulés et les révocations-suspensions de permis de conduire influencaient significativement les probabilités d'accidents. Dans la présente recherche, nous avons principalement désagrégé les infractions occasionnant des points d'inaptitude afin de verifier leurs effets relatifs. Nous avons également désagrège des infractions entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous n'avons pas étudié en detail l'effet des différents types d'infraction sur la gravité des accidents (au moment des accidents), c'est-à-dire sur la probabilité d'avoir un accident grave ou mortel étant donné un accident. La raison qui explique ce choix est purement statistique. En effet, dans un récent rapport préliminaire remis à la Régie, E. Piette (1987) a montré que les points d'inaptitude et les accidents passés accumulés n'étaient pas significatifs pour expliquer la gravité des accidents. Seules les révocations-suspensions du permis de conduire étaient significatives et leurs degrés de signification étaient beaucoup plus faibles que ceux obtenus pour les variables de comportement dans les études sur la fréquence des accidents. Nous avons donc décidé de ne pas entreprendre de désagrégation de variables non significatives ou

peu significatives et de consacrer notre temps de recherche à l'explication détaillée des variables très significatives associées aux fréquences d'accidents.

Ce rapport présente les résultats de notre recherche. Après avoir présenté la problématique (section I), les objectifs de l'étude (section II) et la méthodologie de travail (section III), nous donnons les principaux résultats statistiques que nous avons obtenus (section IV). Puis, nous analysons les résultats en les comparant à la situation présente et nous proposons des tables de points d'inaptitude qui reflètent nos résultats statistiques (section V). En guise de conclusion, nous proposons des extensions à notre analyse et nous discutons des utilisations potentielles de nos résultats afin d'améliorer le bilan des accidents automobiles au Québec. L'annexe I décrit l'échantillon et les variables utilisées dans les différents modèles. L'annexe II présente un modèle théorique de comportement des conducteurs et donne des conditions pour lesquelles une gestion optimale du Code de la sécurité routière est équivalente à une tarification optimale d'assurance en présence d'asymétrie d'information. L'annexe III donne les principaux résultats statistiques. L'annexe IV est un tableau de correspondance entre le Code de la route, le Code de la sécurité routière (version 1982) et le Code de la sécurité routière (version 1987).

I. Cadre théorique et problématique

Un des objectifs visés par un système de points d'inaptitude est de réduire les accidents automobiles. Il peut également aider à prédire les accidents. En effet, un conducteur aura plus d'incitations à respecter le Code de la sécurité routière si des pénalités adéquates sont associées aux infractions. Ce qui n'implique pas que toutes les infractions seront éliminées par un système de points donné. Deux raisons peuvent expliquer cette prédiction. D'une part, l'objectif visé n'est pas d'éliminer les infractions mais de les réduire à un niveau optimal pour la société. Les éliminer entraînerait des coûts sociaux trop importants (une façon simple serait d'éliminer les automobiles). Le calcul du niveau absolu optimal d'infractions pour une société n'est pas facile à réaliser et ne relève pas de cette étude. Nous supposons qu'il est connu.

L'autre raison invoquée pour expliquer des violations au Code de la sécurité routière (ou au Code criminel) par certains conducteurs d'une population hétérogène est que ceux-ci évaluent les pénalités comme n'étant pas sévères. Soit, pour une circonstance ou urgence donnée, qu'il est avantageux de passer outre (par exemple, vitesse plus élevée que celle permise) ou soit que, d'une façon générale, le système n'est pas assez pénalisant pour modifier leur comportement, du moins jusqu'à une certaine limite de points. Ces conducteurs vont accumuler un nombre moyen de points d'inaptitude plus élevé à leur dossier (comparativement à ceux

qui respectent le Code de la sécurité routière) et représentent des risques d'accidents plus élevés. D'où la prédiction statistique (déja vérifiée dans des études précédentes (Boyer et Dionne, 1985)), qu'en moyenne, les conducteurs avant accumulé des points ont une fréquence d'accidents plus élevée. Un raisonnement semblable peut être appliqué aux révocations-suspensions du permis de conduire.

Des résultats statistiques significatifs reliant les probabilités d'accidents aux différentes variables comportementales (points d'inaptitude, révocations-suspensions du permis de conduire) peuvent être utiles pour des fins de tarification de l'assurance automobile. En effet, dans un régime d'assurance avec tarification différenciée selon l'expérience passée, la variation de la prime d'assurance en fonction de l'expérience passée comme conducteur constitue un élément incitatif supplémentaire aux mesures favorisant une plus grande sécurité routière (Boyer et Dionne, 1985). Cette forme de tarification répartit les coûts entre les risques et incite les assurés à être plus prudents afin de réduire leurs primes d'assurance. Des résultats statistiques significatifs peuvent également être utilisés pour relier les diverses infractions aux effets marginaux qu'elles représentent en terme d'accroissement de probabilité d'accidents et permettre des calculs de pénalités relatives optimales pour un niveau absolu donné.

Intuitivement, une infraction qui donne cinq points d'inaptitude devrait être un meilleur prédicteur d'accidents qu'une infraction de deux points. Etant donné qu'un des objectifs d'un système de points d'inaptitude est d'inciter les individus à la prudence, plus de points devraient être accordés aux infractions qui prédisent plus d'accidents, toutes choses étant égales par ailleurs. Dans un régime d'assurance mixte comme celui du Québec, où l'assureur public est également le gestionnaire du Code de la sécurité routière, les deux formes d'intervention (tarification optimale de l'assurance et gestion optimale du Code de la sécurité routière) peuvent être des substituts (un seul à la fois) ou des compléments (les deux simultanement) s'ils sont administrés de façon adéquate.

A notre connaissance, il n'existe pas d'étude scientifique qui relie statistiquement les points d'inaptitude aux effets marginaux sur les probabilités d'accidents et, par conséquent, qui permet une échelle optimale de points d'inaptitude ou de révocations-suspensions du permis de conduire. Dans ce rapport, nous proposons une première étape d'analyse.

II. Objectifs de l'étude

Le projet que nous avons proposé à l'été 1986 avait deux volets. Premierement, nous voulions étudier en détail les liens de

complementarité et de substitution entre les différentes formes d'intervention énumérées plus haut. Nous voulions montrer de façon rigoureuse comment une gestion adéquate du Code de la sécurité routière pouvait être un substitut à une tarification différenciée de l'assurance. Il s'agissait d'une proposition de réflexion théorique complémentaire aux travaux réalisés jusqu'à maintenant. Deuxièmement, nous voulions raffiner les résultats statistiques présentés dans le rapport Boyer-Dionne (1985) afin d'étudier comment augmenter l'efficacité de la gestion du Code de la sécurité routière en la reliant à une base de calcul scientifique.

Dans le rapport de 1985, nous avons utilisé le nombre de points d'inaptitude accumulés (ou le nombre de révocations-suspensions accumulées) durant une période donnée pour mesurer l'effet des infractions au Code de la sécurité routière (Code criminel). Cette méthode de travail, même si elle a révélé l'importance des points d'inaptitude (et des révocations-suspensions) et, par conséquent des infractions, pour expliquer les probabilités d'accidents, n'a pas permis de vérifier quels sont les types d'infractions qui prédisent le mieux les accidents. Par conséquent, elle n'a pas permis un calcul des risques marginaux associés aux diverses infractions et à l'établissement de points d'inaptitude relatifs basés sur les risques des infractions.

Nous avons donc proposé de reprendre les calculs multivariés de

probabilités d'accidents que nous avions réalisés en désagrégeant les variables points d'inaptitude et révocations-suspensions; le but de l'exercice étant de vérifier quels types d'infractions sont statistiquement significatives pour expliquer les probabilités individuelles d'accidents et de calculer les risques marginaux que représente chacune des infractions étudiées. Le but ultime était de proposer des tables de points d'inaptitude (possiblement différentes de celle existante) basées sur les risques marginaux relatifs des infractions.

Nos données nous ont permis de réaliser ce travail sans transformations majeures pour certaines infractions puisque leur nombre était assez élevé. Pour d'autres, nous avons dû regrouper des infractions afin d'avoir un nombre suffisant d'observations permettant l'utilisation de nos méthodes de calcul. Nous avons utilisé des méthodes statistiques qui prennent en compte le fait que les variables dépendantes sont discrètes et le fait que les accidents sont au départ des événements peu fréquents. Ces méthodes sont présentées en détail dans la section suivante.

III. Méthologie

Données utilisées et période d'analyse

Les données utilisées sont celles de l'échantillon du projet

Boyer-Dionne (1985). Cet échantillon a été construit en utilisant en partie des informations du fichier Permis de conduire et, en partie, celles du fichier Rapports d'accidents de la Régie d'assurance automobile du Québec. Les caractéristiques de l'échantillon sont présentées dans l'annexe I.

L'échantillon original contient des données sur un peu plus de trois ans et la période d'analyse du rapport 1985 était du 1er août 1980 au 31 juillet 1982. Les caractéristiques des individus (âge, sexe, type de permis...) sont celles de la période 1982-83 et ont été datées au 1er août 1982. A cette date, l'échantillon représente un échantillon aléatoire de la population des détenteurs de permis de conduire du Québec.

Au cours des années, des mises à jour de l'échantillon ont été effectuées pour fin d'analyse de stabilité du modèle. Il est possible, par exemple, d'estimer les probabilités d'accidents de la période 1984-85 des individus de l'échantillon original. Mais ces estimations et leurs prédictions ne peuvent pas être interprétées comme étant celles d'un échantillon de la population des détenteurs de permis de conduire en 1984-85. Il s'agit uniquement d'un vieillissement de l'échantillon 1982-83 ce qui implique, par exemple, que l'âge moyen des conducteurs de l'échantillon mis à jour est plus élevé que celui de la population des

détenteurs de permis de conduire et que la classe d'âge 16-19 est sous-représentée alors que celle de 65 ans et plus est sur-représentée.

Ces conditions expliquent pourquoi nous avons décidé de fonctionner avec les données originales de 1982-83 pour la présente étude. Nous avons estimé, suivant différents scénarios, la probabilité qu'un conducteur soit impliqué dans au moins un accident durant la période considérée étant donné ses caractéristiques durant cette même période et son expérience passée comme conducteur. Les vecteurs des caractéristiques et des variables d'expérience passée utilisés dans les différents modèles sont également présentés dans l'annexe I.

Méthode d'estimation

Le modèle non-linéaire Probit a été utilisé. Nous pouvons justifier son utilisation de la façon suivante. Les données de l'échantillon nous indiquent que 18 728 individus n'ont pas eu d'accident et que 1 299 individus ont eu au moins un accident en 1982-83. Le premier modèle considéré a été le modèle linéaire de probabilités

$$y_i = \alpha + \beta' w_i + u_i$$

avec $E(u_i) = 0$. La variable dépendante y_i est dichotomique; $y_i = 1$ si l'individu a eu au moins un accident avec dommages matériels et/ou corporels en 1982-83 et $y_i = 0$ sinon. Le vecteur de variables explicatives w_i est le vecteur (i,X,Y,Z) où i représente les

caractéristiques de l'individu i, X le nombre de points d'inaptitude, Y le nombre de révocations-suspensions du permis et Z le nombre d'accidents. Etant donné le vecteur w_i, nous avons $E(y_i|w_i) = \alpha + \beta' x_i$ que l'on peut interpréter comme la probabilité que $y_i = 1$ car

$$E(y_i|w_i) = p(1|w_i).1 + (1-p(1|w_i)).0 = p(1|w_i).$$

Ainsi, il s'agit bien de la probabilité d'être impliqué dans au moins un accident. Le coefficient β_k s'interprète comme la variation de probabilité due à la présence de la variable k si w_k est dichotomique, i.e. due à $w_k = 1$ par rapport à $w_k = 0$, et donc par rapport au groupe témoin. Si la variable w_k est continue, alors β_k est la dérivée

$$\frac{\partial p(1|w_i)}{\partial w_{ik}}$$

Malheureusement, le modèle linéaire de probabilité n'est pas sans poser certains problèmes lorsque la variable dépendante est dichotomique. D'abord, il y aura hétéroscédasticité dans les erreurs de la régression et ensuite il est possible que $E(y_i|w_i)$ soit négatif ou plus grand que 1, ce qui détruit l'interprétation de $\alpha + \beta' w_i$ comme la probabilité que y_i soit égal à 1. Ces problèmes ne sont possiblement pas aussi sévères avec 19 013 observations et plus de cinquante variables mais il reste qu'il est désirable d'avoir recours à des modèles économétriques non linéaires du type Probit et Logit. Comme le fait remarquer Amemiya (1981) et comme il a été montré dans le rapport Boyer-Dionne (1985), le choix entre le Probit et le Logit est plutôt arbitraire dans un contexte comme celui de notre étude. Nous avons donc décidé d'utiliser le modèle Probit.

Considérons encore une fois le modèle linéaire de probabilité $y_i = \alpha+\beta'w_i+u_i$. La probabilité d'accidents n'est pas observable. Ce que l'on observe n'est pas la probabilité d'accidents mais plutôt une variable muette y_i^* qui prend la valeur 1 si l'individu a eu au moins un accident et la valeur 0 autrement. Nous pouvons supposer que la valeur de y_i dépend en partie d'une fonction linéaire de ses caractéristiques soit $\alpha + \beta'w_i$, et d'un ensemble d'autres facteurs non observés que nous pouvons représenter par un terme aléatoire, soit u_i. Nous pouvons poser la spécification suivante

$$y_i = 1 \text{ si } \alpha + \beta'w_i + u_i > 0$$

$$y_i = 0 \text{ si } \alpha + \beta'w_i + u_i < 0$$

Ainsi, même si $\alpha + \beta'w_i$ représente effectivement la probabilité d'accidents du conducteur i, on observera que ce conducteur a eu un accident ($y_i^* = 1$) si $u_i > - \alpha - \beta'w_i$ et n'a pas eu d'accident ($y_i^* = 0$) si $u_i \leq - \alpha - \beta'w_i$. Ainsi, la fonction de vraisemblance de l'échantillon sera donnée par

$$L = \prod_{y_i^*=0} F(-\alpha-\beta'w_i) \prod_{y_i^*=1} (1-F(-\alpha-\beta'w_i))$$

où $F(\cdot)$ est la fonction de probabilité cumulative de la variable aléatoire u_i.

Si la variable aléatoire u_i suit une loi normale (une hypothèse tout à fait naturelle ici), alors

$$F(-\alpha-\beta'w_i) = \int_{-\infty}^{-\alpha-\beta'w_i/\sigma} (2\pi)^{-1/2} \exp(-s^2/2)ds$$

et la maximisation de L par rapport à α et β (en posant $\sigma = 1$ vu que L est homogène de degré 0 en α, β et σ) nous donne l'estimateur du Probit.

Les valeurs de α et de β_k qui maximisent L sont données dans les différents tableaux de l'annexe III. Chaque tableau correspond à un modèle différent. Nous allons maintenant passer à l'interprétation des résultats de l'étude.

IV. Analyse des résultats

Les résultats sont présentés dans les quatre modèles de l'annexe III. Le premier reprend le modèle de référence du rapport Boyer-Dionne (1985, p. 113). Il est à noter que la spécification du modèle de référence présentée dans l'annexe III n'est pas exactement celle du rapport de 1985. Elle a été améliorée au cours des années afin de corriger certains problèmes de stabilité des coefficients (voir Boyer-Dionne, 1987 pour plus de détails). Entre autres, des variables de type "restrictions" et "classe de permis" ont été regroupées parce que certaines variables n'avaient pas assez d'observations ou parce qu'elles entraînaient un problème de colinéarité avec d'autres variables.

Maintenant, le modèle de base est très stable. Par exemple, si nous changeons le groupe témoin dans un groupe de variables, seuls les coefficients de ce groupe de variables (et possiblement la constante) sont significativement affectés.

Les résultats qui nous concernent le plus dans le présent rapport sont ceux des variables de comportement, soit les points d'inaptitude (X) et les révocations-suspensions du permis de conduire (Y).

Leurs coefficients originaux sont un indicateur de l'effet marginal de la variable sur la probabilité d'être impliqué dans au moins un accident en 82-83[1]. On remarque que des révocations-suspensions (coefficient = 0.290) du permis ont beaucoup plus d'influence que les points d'inaptitude (coefficient = 0.055) mais l'écart est plus faible si on compare les accidents passés (Z) avec les révocations-suspensions. Les coefficients transformés peuvent être interprétés directement en termes de probabilité. Ainsi, un individu moyen fictif ayant accumulé une révocation-suspension aura une probabilité d'accidents de .039 supérieure à celle d'un conducteur n'ayant aucune révocation-suspension à son dossier. De façon similaire, celui ayant accumulé cinq points

---

[1]Tous nos résultats sont pour la probabilité d'être impliqué dans un accident avec dommages corporels (blessures - morts) ou matériels qui sont sur les banques de données de la Régie (rapport d'accident).

d'inaptitude aura une probabilité d'accidents de .034 (.006 + .028) supérieure à celui n'ayant aucun point. Passons maintenant aux résultats de l'étude.

Le modèle # 1 a la même spécification que celle du modèle de référence sauf pour la décomposition de la variable X en six variables (INF1P - INF9P) d'infractions. A l'exception de la variable INF58P, les nouvelles variables (INFiP où i représente le nombre de points) regroupent toutes les infractions qui procurent le nombre de points correspondants quelle que soit leur nature. Par exemple, INF2P contient des infractions d'omission de se conformer à un signal d'arrêt, de marche arrière dangereuse, de vitesse ... Les infractions de 5, 6, 7 et 8 points ont été regroupées parce qu'il n'y avait pas assez d'observations dans les classes de points individuelles.

Ce modèle correspond au système en vigueur durant la période d'expérience passée du 1er août 1980 au 31 juillet 1982. Il est à noter que le Code de la route est devenu officiellement le Code de la sécurité routière le 1er avril 1982 même si la loi a été votée le 1er juin 1981. Afin de tenir compte du changement, nous avons utilisé la table de conversion présentée dans l'annexe IV pour transformer les infractions au Code de la route en infractions au Code de la sécurité routière (version 1982). La correspondance entre le Code de la sécurité routière (version

1982) à celui entré en vigueur en 1987 est également donnée. La description détaillée des infractions est donnée au tableau A1 de l'annexe I.

Nous pouvons maintenant vérifier si le système de points de cette période (80-82) reflétait les contributions marginales des infractions sur la probabilité d'être impliqué dans au moins un accident. Les résultats sont négatifs. Premièrement[2], le coefficient (.1605) des infractions de trois points (INF3P) est supérieur à celui de quatre points (.1489). Nous remarquons également que les infractions de un point (INF1P) et de 5-8 points (INF58P) ont des coefficients négatifs et non significatifs. Par contre, celui des infractions de neuf points est supérieur aux autres et est significatif.

Il est important de souligner que les coefficients significatifs des autres variables, dont Y et Z, n'ont pratiquement pas été affectés par la décomposition de la variable X ce qui représente une autre démonstration de la stabilité du modèle de référence.

---

[2]Dans la présentation des résultats des modèles 1, 2 et 3, quatre décimales sont utilisées même si les tableaux en indiquent six et que les calculs ont été effectués avec au moins quatorze décimales.

Comment expliquer ces résultats? Une première explication vient de la nature des infractions INF4P. En effet, on constate au tableau 1 que 95.7 % des infractions de quatre points de notre échantillon sont des infractions pour vitesse excédant la vitesse permise ce qui n'est pas le cas pour les infractions de trois points (58 %), de deux points (73 %)et de neuf points (0 %).

Tableau 1
Fréquence des infractions

Nbre de points	Type	NB	%
1	Vitesse	32	66 %
	Autres	16	33
2	Vitesse	1 873	73
	Autres	696	27
3	Vitesse	1 746	58
	Autres	1 268	42
4	Vitesse	353	95.7
	Autres	16	4.3
5	Vitesse	1	100
	Autres	0	0
6	Vitesse	1	33
	Autres	2	66
7	Vitesse	1	100
	Autres	0	0
8	Vitesse	0	-
	Autres	0	-
9	Autobus scol.	21	50
	Autres	21	50
	Vitesse	0	0

Nbre de points	Type	NB	%
	REGROUPEMENTS		
5 à 8	Vitesse	3	60
	Autres	2	40
4 à 8	Vitesse	356	95.2
	Autres	18	4.8
révocations-suspensions	Alcool	113	77
	Autres	33	23
révocations-suspensions autres que "alcool" (Y1)	Délits de fuite	9	27
	Facultés affaiblies	21	64
	Conduite dangereuse	3	9

Cette constatation nous a amenés à penser qu'il serait peut-être utile de désagréger encore plus les infractions et, en particulier, de distinguer les infractions "vitesse" des autres infractions. Le modèle # 2 donne les résultats de cette décomposition où VIT2P et VIT3P isolent les infractions "vitesse" des autres infractions correspondantes en terme de points (INF2PM et INF3PM). Mais avant de procéder à l'analyse des effets de cette modification, soulignons que le modèle # 2 contient des résultats de d'autres modifications intermédiaires qui ont été effectuées marginalement[a] mais dont l'analyse détaillée n'est pas présentée ici (elle est disponible sur demande). Ainsi, nous avons regroupé les infractions 5-8 points avec celles de quatre points étant donné que le premier regroupement n'est pas significatif dans le modèle # 1; ce qui

---

[a]Les conséquences marginales de chaque modification ont été analysées à l'aide de régressions qui n'incorporaient qu'un changement marginal à chaque étape.

peut être expliqué par le fait qu'il ne contient que cinq infractions. Comme le montre le tableau précédent, ce dernier regroupement n'a pas beaucoup affecté la nature de la variable. En effet, l'infraction "vitesse" représente 95.2 % de INF48P alors qu'elle représentait 95.7 % de INF4P; nous pouvons donc considérer INF48P et INF4P comme étant des variables substituts. Par contre, nous avons conservé la variable INF1P intacte malgré le fait qu'elle n'était pas significative. De plus, nous ne l'avons pas décomposée même si les infractions de vitesse représentaient 66 % du total. Nous reviendrons sur cette variable au modèle # 3.

L'analyse du contenu de deux autres variables significatives du modèle # 1 (INF9P et Y) nous a suggéré d'autres désagrégations. Ainsi, nous avons isolé les dépassements d'autobus scolaire (INF9P2) des autres infractions de neuf points (INF9P1) et nous avons isolé les révocations-suspensions dues à la consommation d'alcool (Y2) des autres révocations-suspensions (Y1) qui ne représentent que 23 % du total.

Les résultats du modèle # 2 sont beaucoup plus positifs que ceux du modèle # 1. D'une part, nous remarquons que les infractions de vitesse de deux points (VIT2P) et de trois points (VIT3P) ont des coefficients significatifs plus faibles que ceux des autres infractions impliquant le même nombre de points. Ce qui nous permet de conclure que les infractions de vitesse sont moins "dangereuses" c'est-à-dire qu'elles ont un pouvoir explicatif plus faible sur la probabilité d'être impliqué dans au moins un accident. De plus, les infractions de trois points autres que la

vitesse (INF3PM, dont omission de se conformer à un feu rouge) et celles de deux points autres que la vitesse (INF2PM, dont omission de ce conformer à un signal d'arrêt) ont des coefficients significatifs supérieurs à celui correspondant au regroupement des infractions de 4 à 8 points (INF48P) composé à 95.2 % d'infractions de vitesse. Ce qui nous permet de conclure que les infractions de vitesse sont trop pénalisées, en termes relatifs, par rapport aux autres infractions.

Un autre résultat intéressant est que les coefficients des infractions de vitesse sont d'un bon ordre c'est-à-dire que celui de VIT2P est inférieur à celui de VIT3P qui est lui-même inférieur à celui de INF48P et ils sont tous statistiquement significatifs. Il en est de même pour l'ordre des coefficients des infractions de deux points et de trois points autres que la vitesse (.1838 pour deux points < .2081 pour trois points) et ils sont significatifs.

La décomposition des infractions de neuf points nous montre que les dépassements d'autobus scolaires ont un coefficient très élevé quoique pas très significatifs (en-dessous du seuil de 1.65 pour 90 %). Il est important de signaler que cette variable n'a que 21 observations dans notre échantillon et que d'autres études devraient être entreprises avant de conclure définitivement. Par contre, la décomposition des révocations-suspensions indique clairement le résultat connu que les révocations-suspensions associées à des infractions reliées à la consommation de l'alcool sont de bons prédicteurs d'accidents. Le coefficient de Y2 est très élevé et très significatif. Le fait que la

variable Y1 ne soit pas significative peut être expliqué par le peu d'observations que nous avons ou par la nature des infractions. Si nous revenons au tableau précédent, nous remarquons que sur les trente-trois infractions autres que celles associées à la consommation d'alcool, vingt-quatre sont pour des comportements de conduite automobile; les délits de fuite peuvent être interprétés comme étant des actes commis après une infraction ou un accident. Nos données ne nous permettent pas d'apporter une conclusion définitive et nous suggérons que d'autres recherches soient entreprises sur cette variable. Par contre, il est clair que le résultat de la variable Y dans le modèle # 1 (coefficient élevé et très significatif) est dû au nombre d'infractions reliées à la consommation d'alcool (Y2).

Le coefficient de la variable INF1P est demeuré négatif et non significatif. Encore une fois, ce résultat peut être expliqué par un faible nombre d'observations. En effet, seulement quarante-huit contraventions de un point ont été données aux conducteurs de notre échantillon (20 027) sur deux ans. Nous avons donc décidé, pour fins d'analyse supplémentaire, de regrouper les infractions de un point à celle de deux points en prenant soin de regrouper celles "vitesse" et

celles "autres" avec les catégories correspondantes d'où les nouvelles variables VIT12P et INF12PM dans le modèle # 3.

Les résultats du modèle # 3 sont très révélateurs. Les trois variables "vitesse" ont des coefficients significatifs plus faibles que ceux des autres infractions significatives et sont d'ordre croissant c'est-à-dire que le coefficient VIT12P < que celui VIT3P < que celui de INF48P qui répétons-le est composé à 95.2 % d'infraction de vitesse. Les coefficients significatifs des autres infractions que la vitesse sont également d'ordre croissant c'est-à-dire que celui INF12PM < que celui INF3PM < que celui de INF9P2 qui répétons-le, même s'il est maintenent significatif, est sujet à d'autres investigations étant donné le faible nombre d'observations. La variable Y2 (alcool) est encore très significative et a un coefficient supérieur à celui de toutes les autres infractions à l'exception de celui relié aux autobus scolaires. Le lecteur peut facilement interpréter les résultats obtenus en terme de variation de probabilité en utilisant les coefficients transformés.

Le tableau suivant présente une autre façon d'interpréter les résultats. Il donne une série de simulations que nous avons réalisées pour l'individu moyen de l'échantillon.

Tableau 2
Simulations modèle # 3

Scéarios	Caractéristiques	Probabilité
Individu moyen	0 accident antérieur 0 révocation-suspension (R/S) 0 infraction	.04285
Individu moyen	(y compris accidents et infractions)	.05158
Individu moyen	0 infraction, 0 (R/S) 1 accident antérieur (Z=1) 2 accidents antérieurs (Z=2)	.06589 .09752
Individu moyen	0 infraction, 0 accid. antérieur 1 R/S alcool (Y 2=1) 2 R/S alcool (Y 2=2)	.10368 .21092
Individu moyen	aucune R/S, aucun accident antérieur (Y1=Y2=Z=0)	
INF12PM = 1	autres infractions = 0	.06148
INF12PM = 2	autres infractions = 0	.08589
INF12PM = 3	autres infractions = 0	.11694
INF12PM = 4	autres infractions = 0	.15519
INF3PM = 1	autres infractions = 0	.06519
INF3PM = 2	autres infractions = 0	.09568
INF3PM = 3	autres infractions = 0	.13553
INF3PM = 4	autres infractions = 0	.18548
VIT12P = 1	autres infractions = 0	.05448
VIT12P = 2	autres infractions = 0	.06846
VIT12P = 3	autres infractions = 0	.08507
VIT12P = 4	autres infractions = 0	.10453
VIT3P = 1	autres infractions = 0	.05687
VIT3P = 2	autres infractions = 0	.07426
VIT3P = 3	autres infractions = 0	.09546
VIT3P = 4	autres infractions = 0	.12079
INF48P = 1	autres infractions = 0	.05775
INF48P = 2	autres infractions = 0	.07645
INF48P = 3	autres infractions = 0	.09943
INF48P = 4	autres infractions = 0	.12709
INF9P2 = 1	autres infractions = 0	.13172
INF9P2 = 2	autres infractions = 0	.30221
INF9P2 = 3	autres infractions = 0	.53275

Le premier scénario donne la probabilité d'accidents de l'individu moyen du modèle # 3 en terme du vecteur des caractéristiques ($\bar{I}$) mais qui n'a pas eu d'accident, de révocation-suspension du permis et d'infraction au Code de la sécurité routière. Il est le point de départ de chacune des simulations. Le deuxième scénario donne la probabilité d'accidents du même individu mais cette fois en supposant qu'il a accumulé la moyenne des trois variables de comportement. Il correspond à la probabilité de l'individu moyen pour toutes les variables du modèle # 3. Il est donné pour fins de comparaison. Le troisième scénario indique l'effet d'accumuler des accidents. Il sert également de référence. Les autres scénarios indiquent comment la probabilité (0.4285) de l'individu moyen qui n'a pas eu d'accident, de révocation-suspension et d'infraction au code de la sécurité routière augmente avec des accroissements discrets de différents types d'infractions. Les résultats confirment ceux interprétés auparavant c'est-à-dire que les infractions "vitesses" sont actuellement trop pénalisées comparativement aux autres infractions du code de la sécurité routière, que l'ordre de pénalité des infractions "vitesses" (entre elles) et des autres infractions (entre elles) est adéquat, que les infractions reliées à la consommation de l'alcool et au dépassement d'autobus scolaires impliquent des probabilités d'accidents très élevées et que les individus ayant des dossiers de conduite vierges représentent des risques beaucoup plus faibles.

Une autre conclusion que nous pouvons dégager de nos résultats est que l'effet marginal d'une infraction sur la probabilité d'accidents n'est pas constant; c'est-à-dire qu'il est fonction du nombre d'infractions accumulées. Par exemple, si nous revenons au tableau des simulations et si nous étudions les infractions de trois points autres que pour vitesse (INF3PM), une première infraction augmente la probabilité d'accidents de .0223, alors qu'une deuxième l'augmente de .0305. De plus, ces résultats ont été obtenus pour un individu moyen avec aucune révocation-suspension, aucun accident antérieur et aucune autre infraction. L'état du dossier influence également les résultats. Par exemple, si nous reprenons le même exercice, mais cette fois avec un individu moyen qui a la moyenne des révocations-suspensions, la moyenne des accidents antérieurs et la moyenne de toutes les autres infractions, une première infraction INF3PM augmente la probabilité d'accidents de .0251, alors qu'une deuxième l'augmente de .0338.

Dans la section suivante, nous présenterons des échelles de points d'inaptitude qui reflètent nos résultats pour l'individu moyen. Il est important de rappeler que ces échelles ne sont optimales que pour l'individu moyen. Par contre, elles sont des approximations raisonnables; c'est-à-dire qu'elles approximent adéquatement les échelles optimales des autres individus.

V. Utilisation des résultats pour fin de gestion du Code de la sécurité routière

A la lumière des résultats économétriques obtenus, nous pouvons proposer différentes méthodes afin d'inciter les individus à la prudence. Ces méthodes peuvent s'intégrer à un système basé sur l'accumulation, jusqu'à un certain seuil, de points d'inaptitude. Nous en présentons ici quatre, toutes basées sur l'augmentation de la probabilité d'accidents de l'individu moyen suite aux différentes infractions au Code de la sécurité routière. Elles sont toutes reliées aux résultats économétriques du modèle # 3. Leurs différences sont expliquées par des utilisations différentes des mêmes résultats statistiques.

Méthode # 1

A partir des simulations présentées au tableau 2, nous pouvons calculer des variations marginales de probabilité. Par exemple, l'individu ayant les caractéristiques moyennes et ayant un dossier de conduite vierge (aucune infraction antérieure, aucune révocation-suspension de permis et aucun accident antérieur) a une probabilité d'accidents de .04285. Si cet individu commet une infraction de type INF12PM, sa probabilité d'accidents passe à .06148, c'est-à-dire une variation marginale de probabilité de l'ordre de .01863. Si ce même individu commet la même infraction une seconde fois, sa probabilité

d'accidents passe à .08589, une augmentation de .02441 par rapport à la probabilité obtenue après une première infraction de ce type. Si nous reprenons cet exercice jusqu'à la troisième récidive (quatrième infraction) et ce pour chaque type d'infraction (INF12PM, INF3PM, VIT2P...), nous obtenons la première colonne du tableau 3 (variation marginale de probabilité).

Afin d'obtenir un résultat comparable à la distribution actuelle des points d'inaptitude (selon le Code de la sécurité routière de 1987, CSR (1987)), nous avons choisi les infractions VIT12P comme étalon en leur attribuant 2 points d'inaptitude. Le CSR ne faisant pas la différence entre la première offense et les récidives, nous n'utilisons, dans un premier temps, que les variations marginales dues aux premières infractions de chaque type. Ainsi, si nous attribuons 2 points à une infraction du type VIT12P, cela revient à postuler que cette infraction mérite un nombre de points égal à 171.96905 fois la variation marginale de probabilité qui lui est attribuée (.01163 x 171.96905 = 2). Si nous multiplions la variation marginale de probabilité d'accidents de la première offense de chaque type par cette même constante (171.96905) et si nous arrondissons le résultat au nombre entier le plus proche, nous obtenons le premier chiffre entre parenthèses au tableau 3 (colonne, base 12 points). Ainsi, par exemple, nous attribuons 4 points d'inaptitude aux infractions du type INF3PM (.02234 x 171.96905 = 3.84179 ≈ 4) alors que

le CSR en accorde trois. Dans un système où l'accumulation de 12 points d'inaptitude entraîne la révocation du permis de conduire, cette méthode de répartition implique que l'individu qui commet trois infractions du type INF3PM se voit révoquer son permis, alors que le CSR sous sa forme actuelle ne le pénaliserait que de 9 points. L'inverse est aussi vrai pour les infractions INF48P pour lesquelles nous obtenons 3 points alors que le CSR en accorde 4. Il en est de même pour les infractions VIT3P. Les résultats concernant les infractions de dépassement d'autobus scolaire (INF9P2) sont donnés à titre d'illustration. Ils ne seront pas analysés en détail étant donné le faible nombre d'observations de cette infraction.

Afin de ramener ces résultats sur une base comparable à ceux des méthodes suivantes, nous pouvons changer la base de calcul des points. Si nous allouons 60 points d'inaptitude au lieu de 12 tout en conservant le même seuil et le même ordonnancement (3 points deviennent 15 points, 4 points deviennent 20 points, 12 points deviennent 60 points, etc.), nous retrouvons les deuxièmes chiffres entre parenthèses au tableau 3.

Tableau 3
Individu de référence : aucune infraction, aucune révocation-suspension du permis de conduire, aucun accident antérieur.
Probabilité d'accidents de cet individu : .04285

		Variation marginale de probabilité (autres infractions = 0)	Points Base 12	Base 60
INF12PM	1re	.01863 x 171.96905 = 3.20378	(3)	(15)
	2e	.02441		
	3e	.03105		
	4e	.03825		
INF3PM	1re	.02234 x 171.96905 = 3.84179	(4)	(20)
	2e	.03049		
	3e	.03985		
	4e	.04995		
VIT12P	1re	.01163 x 171.96905 = 2.0	(2)	(10)
	2e	.01398		
	3e	.01661		
	4e	.01946		
VIT3P	1re	.01402 x 171.96905 = 2.41101	(2)	(10)
	2e	.01739		
	3e	.02120		
	4e	.02533		
INF48P	1re	.01490 x 171.96905 = 2.56234	(3)	(15)
	2e	.01870		
	3e	.02298		
	4e	.02766		
INF9P2	1re	.08887 x 171.96905 = 15.28289	(15)	(75)
	2e	.17049		
	3e	.23054		

Méthode # 2

La deuxième méthode consiste à utiliser un seuil de probabilité d'accidents. Les simulations du tableau 2 montrent que l'individu moyen

qui a été trouvé coupable d'avoir conduit sous l'effet de l'alcool voit passer sa probabilité d'accidents à .10368 (par rapport à .04285 s'il n'avait pas été reconnu coupable de cette infraction au Code criminel). Cet individu s'est alors vu révoquer son permis de conduire. C'est donc dire que la réglementation actuelle ne tolère pas un risque aussi élevé. La variation marginale de probabilité de cet individu est de .06083 (soit .10368 - .04285).

Si, comme pour la méthode # 1, nous nous limitons à considérer seulement l'effet marginal de la première offense et que nous pensons qu'une variation de probabilité de .06083 doit entraîner une révocation du permis, nous pouvons construire un système de points d'inaptitude basé directement sur les variations de probabilité. Si chaque augmentation de probabilité de l'ordre de .001 entraîne l'ajout de 1 point au dossier du conducteur, lorsque celui-ci aura atteint le nombre de 60 points, il aura atteint le seuil de probabilité admis comme critique. Les résultats sont donnés au tableau 4.

Tableau 4
Points d'inaptitude
Méthode # 2, Base 60 points

	Variation marginale de probabilité	Points
INF12PM	.01863	19
INF3PM	.02234	22
VIT2P	.01163	12
VIT3P	.01402	14
INF48P	.01490	15
INF9P2	.08887	89

Ainsi, comme avec la méthode précédente (méthode # 1), l'individu accumulant 3 infractions du type INF3PM se voit révoquer son permis de conduire suite à l'ajout de 66 points d'inaptitude à son dossier alors que le CSR sous sa forme actuelle ne révoque son permis qu'après 4 infractions de ce type. Par contre, l'inverse demeure vrai pour les infractions du type INF48P. Jusqu'ici, nous avons utilisé des méthodes linéaires pour le calcul des points. Nous allons maintenant tenir compte de la non-linéarité du modèle.

Méthode # 3

La troisième méthode proposée est une généralisation de la deuxième. Elle a ceci de particulier : au lieu de considérer seulement la variation marginale de probabilité d'accidents suite à la première infraction, nous considérerons le fait qu'il s'agisse d'une récidive ou non. L'examen de la première colonne du tableau 3 nous montre que la

variation marginale de probabilité d'accidents augmente à chaque récidive.

Si, comme pour la méthode # 2, nous fixons le seuil critique à .10368 en termes de probabilités absolues (ou à .06083 en termes de variations de probabilité) et que nous permettons à l'individu d'accumuler 60 points d'inaptitude (une variation de probabilité de l'ordre de .001 se traduit par l'ajout de 1 point au dossier du conducteur), nous pouvons construire une table où à chaque variation marginale de probabilité correspond un nombre de points.

Tableau 5
Points d'inaptitude
Méthode # 3, Base 60 points

	Variat. marginales de probab.		Points, Base 60
INF12PM	1re	.01863	19
	2e	.02441	24
	3e	.03105	31
	4e	.03825	38
INF3PM	1re	.02234	22
	2e	.03049	30
	3e	.03985	40
	4e	.04995	50
VIT12P	1re	.01163	12
	2e	.01398	14
	3e	.01661	17
	4e	.01946	19
VIT3P	1re	.01402	14
	2e	.01739	17
	3e	.02120	21
	4e	.02533	25
INF48P	1re	.01490	15
	2e	.01870	19
	3e	.02298	23
	4e	.02766	28
INF9P2	1re	.08887	88
	2e	.17049	170
	3e	.23054	231

Ainsi, comme avec les méthodes précédentes, l'individu qui commet trois infractions du type INF3PM accumule 92 points d'inaptitude et se voit révoquer son permis de conduire. Ce même individu, s'il avait accumulé 3 infractions du type INF48P, n'aurait à son dossier que 57

points et conserverait ainsi le droit de conduire à condition de ne commettre aucune autre infraction au cours de la période. Par contre, sous le CSR, il aurait eu une révocation de permis.

Les trois méthodes proposées jusqu'ici sont basées sur la variation marginale de probabilité d'accidents. L'examen du tableau 6 (Comparaison avec CSR (1987)) montre que les trois méthodes proposées jusqu'ici peuvent corriger le fait que certaines infractions sont actuellement surpénalisées par rapport à d'autres et vice versa. Par exemple, le CSR sous sa forme actuelle pénalise de la même façon un conducteur qui excède la limite de vitesse de 30 à 44 km/h (article 328C) et un autre qui ne s'arrête pas à un feu rouge (article 359). Ces deux infractions impliquent des probabilités différentes et les trois méthodes proposées jusqu'ici leur accordent un traitement différent en fonction de la gravité relative de ces fautes.

Tableau 6

Comparaison avec CSR (1987)

Article CSR (1987)		Points CSR (1987) Base 12	Points CSR (1987) Base 60	Points Méthode # 1 Base 12	Points Méthode # 1 Base 60	Points Méthode # 2 Base 60	Points Méthode # 3 Base 60
168 à 171[1]	1re	9	45	NC	NC	NC	NC
	2e	9	45	NC	NC	NC	NC
	3e	9	45	NC	NC	NC	NC
	4e	9	45	NC	NC	NC	NC
311	1re	2	10	3	15	19	19
	2e	2	10	3	15	19	24
	3e	2	10	3	15	19	31
	4e	2	10	3	15	19	38
327[2]	1re	4	20	NC	NC	NC	NC
	2e	4	20	NC	NC	NC	NC
	3e	4	20	NC	NC	NC	NC
	4e	4	20	NC	NC	NC	NC
328,329[3]	1re	1	5	NC	NC	NC	NC
	2e	1	5	NC	NC	NC	NC
a	3e	1	5	NC	NC	NC	NC
	4e	1	5	NC	NC	NC	NC
	1re	2	10	2	10	12	12
	2e	2	10	2	10	12	14
b	3e	2	10	2	10	12	17
	4e	2	10	2	10	12	20
	1re	3	15	2	10	14	14
	2e	3	15	2	10	14	17
c	3e	3	15	2	10	14	21
	4e	3	15	2	10	14	25
	1re	4	20	3	15	15	15
	2e	4	20	3	15	15	19
d	3e	4	20	3	15	15	23
	4e	4	20	3	15	15	28
343	1re	2	10	3	15	19	19
	2e	2	10	3	15	19	24
	3e	2	10	3	15	19	31
	4e	2	10	3	15	19	38

Article CSR (1987)		Points CSR (1987) Base 12	Points CSR (1987) Base 60	Points Méthode # 1 Base 12	Points Méthode # 1 Base 60	Points Méthode # 2 Base 60	Points Méthode # 3 Base 60
345[3]	1re	4	20	NC	NC	NC	NC
	2e	4	20	NC	NC	NC	NC
	3e	4	20	NC	NC	NC	NC
	4e	4	20	NC	NC	NC	NC
346[4]	1re	1	5	NC	NC	NC	NC
	2e	1	5	NC	NC	NC	NC
	3e	1	5	NC	NC	NC	NC
	4e	1	5	NC	NC	NC	NC
348	1re	2	10	3	15	19	19
	2e	2	10	3	15	19	24
	3e	2	10	3	15	19	31
	4e	2	10	3	15	19	38
359,360	1re	3	15	4	20	22	22
	2e	3	15	4	20	22	31
	3e	3	15	4	20	22	40
	4e	3	15	4	20	22	50
368	1re	2	10	3	15	19	19
	2e	2	10	3	15	19	24
	3e	2	10	3	15	19	31
	4e	2	10	3	15	19	38
411	1re	2	10	3	15	19	19
	2e	2	10	3	15	19	24
	3e	2	10	3	15	19	31
	4e	2	10	3	15	19	38
413[1]	1re	9	45	NC	NC	NC	NC
	2e	9	45	NC	NC	NC	NC
	3e	9	45	NC	NC	NC	NC
	4e	9	45	NC	NC	NC	NC
416,417	1re	2	10	3	15	19	19
	2e	2	10	3	15	19	24
	3e	2	10	3	15	19	31
	4e	2	10	3	15	19	38
422[5]	1re	6	30	NC	NC	NC	NC
	2e	6	30	NC	NC	NC	NC
	3e	6	30	NC	NC	NC	NC
	4e	6	30	NC	NC	NC	NC

Article CSR (1987)		Points CSR (1987) Base 12	Points CSR (1987) Base 60	Points Méthode # 1 Base 12	Points Méthode # 1 Base 60	Points Méthode # 2 Base 60	Points Méthode # 3 Base 60
460	1*	9	45	15	75	89	89
	2*	9	45	15	75	89	170
	3*	9	45	15	75	89	230

Notes

[1] Le coefficient des infractions de 9 points autres que pour dépassement ou croisement d'un autobus scolaire n'est pas significatif.

[2] Nous n'avons pas de coefficient propre aux infractions de 4 points autres que pour vitesse excessive.

[3] Les infractions de 1 point pour excès de vitesse sont regroupées avec celles de 2 points pour vitesse.

[4] Les infractions de 1 point autres que pour excès de vitesse sont regroupées avec les infractions correspondantes de 2 points.

[5] Nous n'avons pas de coefficient propre aux infractions de 6 points.

Méthode # 4

Les méthodes # 1 et # 2 sont basées sur la variation marginale de probabilité suite à la première infraction. La troisième méthode considère l'effet de récidive mais seulement pour chacune des infractions prises une à la fois. Ainsi, le calcul des points d'inaptitude par les méthodes précédentes ne tient pas compte du fait que l'individu peut avoir commis une ou des infractions d'un autre type. Par exemple, par la troisième méthode, l'individu qui commet pour la deuxième fois une infraction de type VIT12P verra s'ajouter 14 points à son dossier et ce, indépendamment du fait qu'il peut avoir ou non commis une ou des

infractions d'un autre type au cours de la période. Ceci est dû au fait que la troisième méthode est basée sur le calcul de la variation marginale de probabilité uniquement en fonction des infractions du même type. Elle correspond à une méthode non linéaire qui aurait une seule variable explicative et non directement au modèle # 3.

La quatrième méthode que nous proposons ici est beaucoup plus générale. Elle est basée sur les variations marginales de probabilité d'accidents étant donné l'ensemble du dossier du conducteur.

En effet, nous pouvons utiliser les résultats économétriques pour estimer la probabilité d'accidents d'un individu d'après non seulement ses caractéristiques personnelles mais aussi d'après l'ensemble de son dossier de conducteur. Il est alors possible de considérer l'effet de récidive dans un sens plus large. C'est-à-dire qu'il est possible d'introduire non seulement l'effet non linéaire de la répétition d'une infraction particulière mais aussi l'effet non linéaire de la conjonction de deux ou plusieurs infractions différentes. Par exemple, l'individu qui a déjà à son dossier une infraction de type VIT3P et qui commet une infraction de type INF12PM verrait s'ajouter à son dossier 23 points d'inaptitude. Evidemment, il ne nous est pas possible ici de construire une table complète de points d'inaptitude. En effet, il existe autant de tables qu'il existe de combinaisons possibles d'infractions au dossier du

conducteur. Comme nous l'expliquerons plus loin, cette généralisation n'est pas un obstacle majeur à l'application de cette méthode par la Régie.

Comparaison : CSR (1987) et méthodes # 1, 2, 3 et 4

Considérons l'exemple suivant. Soit l'individu moyen, sans accident antérieur et sans révocation-suspension du permis de conduire (Z = 0, Y = 0) qui a déjà accumulé une infraction pour vitesse de 3 points (VIT3P = 1). Une infraction supplémentaire de 2 points (INF12PM) fera passer sa probabilité d'accidents de .05687 à .07992 sous la méthode # 4. Cette infraction amène donc une augmentation marginale de probabilité de .02305. Si nous utilisons une échelle de points où chaque point correspond à une augmentation de probabilité de l'ordre de .001, cette infraction entraînera l'ajout de 23 points au dossier du conducteur. Le Code de la sécurité routière, dans sa forme actuelle en attribuerait 10 (sur une échelle de 60 points). Les méthodes # 1, 2 et 3 en accorderaient respectivement 15, 19 et 19. Il est intéressant de remarquer que les modèles # 2 et 3 donnent un résultat identique. Puisque le modèle # 3 est non linéaire seulement en fonction des infractions du même type, il est équivalent à un modèle linéaire lorsque nous passons d'une infraction à une autre. Le modèle # 4 corrige cette lacune.

Tableau 7

	CRS (1987) Base 60	Méthode # 1 Base 60	Méthode # 2 Base 60	Méthode # 3 Base 60	Méthode # 4 Base 60
Points accumulés avec une infraction VIT3P	15	10	14	14	14
Points attribués à la nouvelle infract. INF12PM	10	15	19	19	23
Total cumulé	25	25	33	33	37

Si maintenant ce même individu commet une deuxième infraction du type INF12PM, sa probabilité d'accidents passera de .07992 à .10943 (une augmentation de .02951). La quatrième méthode pénaliserait le conducteur par l'ajout de 30 points à son dossier alors que les méthodes # 1, 2 et 3 en ajouteraient respectivement (sur une base de 60), 15, 19 et 24.

Tableau 8

	CRS (1987) Base 60	Méthode # 1 Base 60	Méthode # 2 Base 60	Méthode # 3 Base 60	Méthode # 4 Base 60
Total cumulé	25	25	33	33	37
Points attribués à une deuxième infraction INF12PM	10	15	19	24	30
Total cumulé	35	40	52	57	67

Le Code de la sécurité routière, dans sa formulation actuelle, ainsi que la méthode # 1 permettent à cet individu de commettre d'autres infractions sans risquer de se voir révoquer son permis de conduire. Les méthodes # 2 et 3 ne lui laissent pas de marge de manoeuvre; une infraction supplémentaire serait suffisante pour une révocation de permis. L'application de la quatrième méthode entraîne la révocation immédiate du permis de cet individu.

Les méthodes # 3 et 4 sont beaucoup plus sévères que les autres. La raison en est qu'elles prennent en compte le phénomène de récidive : les récidivistes sont pénalisés plus lourdement et en fonction de la nature de l'infraction. Par exemple, la deuxième infraction pour avoir omis d'arrêter à un feu rouge est pénalisée plus sévèrement que la première infraction de cette nature, mais aussi, pour l'individu qui a déjà commis ce type d'infraction, un excès de vitesse lui vaudra une pénalité plus forte que si son dossier avait été vierge.

Mise en place des différentes méthodes

Les quatre méthodes de calcul présentées précédemment peuvent être utilisées assez facilement par la Régie. Les trois premières méthodes conduisent à la construction de tables simples et ne compliquent guère la mise à jour du dossier du conducteur. La quatrième méthode, même si elle ne permet pas la construction de tables simples reste facile à appliquer. En effet, lors de la mise à jour du dossier de l'individu, il est simple et peu coûteux d'utiliser les coefficients de Probit pour

calculer la probabilité de l'individu. Il est alors possible de vérifier par de simples simulations le nombre et la nature des infractions futures pouvant donner lieu à une révocation du permis de l'individu. Celui-ci peut alors en être avisé.

Considérons l'exemple du tableau 8. Un individu commet une deuxième infraction INF12PM alors qu'il avait déjà une infraction VIT3P. Si nous utilisons la méthode # 4, le tableau 8 indique qu'il avait 37 points d'accumulés pour une probabilité d'accidents de .07992. Toutes ces informations sont déjà dans son dossier. Lors de la mise à jour suite à la nouvelle infraction, un ordinateur programmé à cet effet calculera la nouvelle probabilité d'accidents de cet individu et le nombre de points cumulés correspondants, soit 67. Il y aura donc révocation du permis.

Dans l'exemple du tableau 7, lors de la mise à jour suite à la nouvelle infraction, l'ordinateur calculera également la nouvelle probabilité d'accidents de cet individu et le nombre de points cumulés, soit 37. L'ordinateur peut également indiquer, à l'aide de simulations, différents scénarios entraînant éventuellement la révocation de son permis de conduire. Par exemple, il peut indiquer à l'individu qu'une deuxième infraction INF12PM lui donnera un nombre de points cumulés de 67 et entraînera une révocation du permis.

Conclusion

Le but de l'étude était de relier statistiquement les probabilités individuelles d'accidents aux différentes infractions au Code de la sécurité routière et au Code criminel entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous avons comparé nos résultats à ceux de la table des points d'inaptitude de la R.A.A.Q.. Notre analyse était limitée à une comparaison relative des diverses infractions. Elle n'abordait pas la problématique du choix de prévention optimal pour la société.

Nous avons montré que, si le critère de comparaison est limité à l'effet des diverses infractions sur les probabilités individuelles d'accidents, les infractions "vitesses" sont actuellement trop pénalisées comparativement aux autres infractions (en particulier, les feux rouges et les autres arrêts obligatoires). Par contre, l'ordre actuel de pénalité des infractions "vitesses" (entre elles) et des autres infractions (entre elles) est adéquat.

Nous avons aussi montré que les infractions reliées à la consommation de l'alcool et au dépasssement d'autobus scolaires impliquent des probabilités d'accidents très élevées et que les individus

ayant des dossiers de conduite vierges représentent des risques beaucoup plus faibles d'accidents. Nous devons, par contre, répéter ici que le résultat relié aux infractions de dépassement d'autobus scolaires n'est pas très significatif (seuil de 90 %) et que d'autres investigations numériques seraient nécessaires avant de conclure définitivement.

Une autre conclusion que nous pouvons dégager de nos résultats est que l'effet marginal d'une infraction sur les probabilités d'accidents n'est pas constant; c'est-à-dire qu'il augmente en fonction du nombre d'infractions du même type accumulées. Il augmente également avec le nombre total d'infractions accumulées au dossier du conducteur. En d'autres termes, ceux qui récidivent deviennent des risques de plus en plus élevés et une table de points d'inaptitude optimale devrait être plus sévère envers les récidives.

Les résultats de notre étude peuvent être utilisés de plusieurs façons. Nous en avons abordé quatre dans la section V du présent rapport. Les trois premières ont consisté à construire des tables de points en interprétant différemment les résultats obtenus pour l'individu moyen. Les résultats sont résumés au tableau 6. Ils confirment les résultats statistiques présentés plus haut et indiquent que, si la R.A.A.Q. veut continuer à utiliser une table de points commune pour tous les individus, elle devrait modifier celle existante afin de tenir compte plus

adéquatement des variations de risques associées aux infractions et des récidives. La quatrième méthode proposée consiste à utiliser toutes les informations contenues dans les résultats statistiques. Elle permet le calcul de scénarios individuels en fonction de l'état du dossier de conduite. Son utilisation par la R.A.A.Q. permettrait une meilleure gestion du Code de la sécurité routière.

A l'aide d'un programme informatique qui contiendrait nos résultats statistiques (ou d'autres mis à jour), il serait possible de calculer des scénarios individuels (voir exemples dans la section V), de les mettre à jour suite à des variations des caractéristiques individuelles (âge, sexe, type de permis), à des infractions ou à des accidents. Le programme permettrait également d'établir des simulations individuelles qui indiqueraient, par exemple, quels types d'infractions supplémentaires entraîneraient suffisamment de points pour une révocation de permis ou permettrait de calculer des amendes. Les simulations et les scénarios pourraient être présentés en terme de points accumulés ou en terme de variation de probabilités d'accidents; c'est-à-dire que la R.A.A.Q. pourrait signaler aux conducteurs que leurs infractions accumulées indiquent qu'ils représentent des risques d'accidents plus élevés.

Cette façon optimale de gérer le Code de la sécurité routière et le Code criminel entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire permettrait de réduire d'avantage les accidents automobiles. Elle constitue un substitut à la tarification différenciée de l'assurance automobile.

Plusieurs extensions peuvent être apportées à la présente étude. Nous nous limiterons à deux en guise de conclusion. La première consiste à construire un nouvel échantillon qui donnerait suffisamment d'observations statistiques pour la plupart des infractions; ce qui permettrait de désagréger davantage les infractions et de vérifier la stabilité du modèle dans le temps. Une seconde extension serait d'investiguer davantage les différentes formes d'utilisation de nos résultats par la R.A.A.Q. et de montrer, pour chacune d'entre elles, quels seraient les types de données et de calculs requis à leur réalisation.

Annexe I
Echantillon, données et variables

1. Description de l'échantillon

L'échantillon total du projet contient de l'information sur 20 027 conducteurs. Pour chaque conducteur, nous connaissons :

- ses caractéristiques telles qu'apparaissant sur son permis de conduire le 1er août 1982 sauf le nom, l'adresse et le numéro de permis de conduire; ainsi chaque conducteur est identifié par un numéro fictif et la R.A.A.Q. conserve une table de correspondance entre les numéros fictifs et les véritables numéros de permis pour mises à jour ultérieures;
- l'historique de ses points d'inaptitude depuis août 1980;
- l'historique de ses accidents depuis août 1980;
- l'historique de ses révocations/suspensions de permis de conduire depuis août 1981.

Ces informations proviennent du fichier P.C. des permis de conduire (20 027 conducteurs échantillonnés) et en partie du fichier R.A. des rapports d'accidents de la R.A.A.Q.. Dans le fichier P.C., 1 conducteur sur 185 a été choisi. La méthode d'échantillonnage dite systématique a été appliquée. Un permis de conduire valide parmi les 185 premiers p.c. a été choisi au hasard, puis on a pris chaque 185e à partir du premier en prenant soin d'éliminer les p.c. provisoires, fictifs, expirés avant le 1er août 1980 et non-québécois.

Cet chantillon aléatoire est original sur plusieurs points :

(1) Il constitue un échantillon tiré de l'ensemble des conducteurs québécois et non pas uniquement d'un sous-groupe de la population comme l'ensemble des clients d'un assureur privé ou la population d'une région donnée. Il a donc moins de chance de contenir un biais statistique si notre objectif est d'étudier le comportement de l'ensemble des conducteurs québécois.

(2) Il contient quatre types d'information pour chaque conducteur : caractéristiques du conducteur, points d'inaptitude, accidents et révocations-suspensions du permis de conduire; aucune étude empirique n'a pu à notre connaissance intégrer un ensemble aussi riche de variables. Par contre, il ne contient pas d'information sur les habitudes de conduite, sur les degrés d'exposition au risque et sur les variables économiques des conducteurs.

(3) Ces informations statistiques ont une dimension temporelle et peuvent être accumulées sur plusieurs années. Comme les accidents automobiles sont des événements très rares (très peu d'individus ont un ou deux accidents durant une année), il est nécessaire d'avoir pour chaque individu des informations statistiques sur plusieurs années.

(4) Un échantillon de cette nature est un instrument indispensable à l'analyse rigoureuse de la structure de la tarification ainsi que des différents aspects du code de la sécurité routière et de son application.

Certaines observations sont incomplètes - en particulier pour la région de résidence et l'expérience de conduite - et nous ont amenés à ne retenir que 19 013 observations pour les fins de l'analyse économétrique. Par contre, les tableaux croisés et les tableaux de fréquence sont obtenus à partir des 20 027 observations.

2. Construction et signification des variables du modèle de référence (Boyer-Dionne 1985).

Dans cette étude, nous cherchons à estimer à l'aide de l'échantillon, la probabilité $p(i,\theta_i^t)$ qu'un conducteur soit impliqué dans un accident durant la période considérée étant donné ses caractéristiques i et son expérience passée comme conducteur. Le vecteur des caractéristiques i comprend 7 groupes de variables : l'âge, le sexe, l'expérience (soit le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du premier permis), la région de résidence, les restrictions apparaissant sur le permis de conduire, la ou les classes de permis de conduire que détient le conducteur considéré et finalement une mesure d'exposition à savoir le nombre de jours durant lesquels le conducteur possédait un permis valide, i.e. non révoqué ou suspendu.

Le vecteur (θ_4^t) comprend ici trois variables reliées au comportement de l'individu comme conducteur et, en particulier, au niveau d'activités d'autoprotection choisi par le conducteur. Il s'agit d'abord des points d'inaptitude accumulés au cours des 2 années (80-81 et 81-82) précédant l'année 82-83 pour laquelle nous voulons estimer la probabilité $p(i,\theta_4^t)$ d'accident. Il s'agit ensuite du nombre de révocations-suspensions du permis de conduire en vigueur durant l'année 81-82. Il s'agit enfin du nombre d'accidents dans lesquels le conducteur a été impliqué durant les 2 premières années (80-81 et 81-82) de notre échantillon. Ces trois variables sont définitivement reliées au comportement de l'individu vis-à-vis la sécurité routière.

Toutes les variables du vecteur i sauf la variable d'exposition sont des variables dichotomiques. Ainsi, nous avons pour le groupe "âge" 8 variables 0-1 avec comme groupe témoin les 16-19 ans (il s'agit de l'âge au 1er août 1982). Evidemment, une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. Même si légalement un individu ne peut détenir un permis de conduire avant l'âge de 16 ans au Québec, nous avons des individus ayant moins de 16 ans le 1er août 1982 puisque l'échantillon a été tiré au hasard le 16 mai 1983.

A16 : = 1 si le conducteur a moins de 16 ans.

= 0 autrement.

A1619 : groupe témoin (constante).

A2024 : entre 20 et 24 ans.

A2534 : entre 25 et 34 ans.

A3544 : entre 35 et 44ans.

A4554 : entre 45 et 54 ans.

A5564 : entre 55 et 64 ans.

A65 : 65 ans et plus.

Le groupe "sexe" comprend 2 variables 0-1 avec les femmes comme groupe témoin

SEXF : groupe témoin (constante)

SEXM : = 1 si homme

= 0 autrement.

Le groupe "expérience de conduite" comprend 7 variables avec les conducteurs détenant un permis depuis plus de 11 ans comme groupe témoin. Une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

EXPO : permis obtenu en 1982-1983.

EXPM1 : = 1 si le conducteur détient son permis depuis moins d'un an au 1er août 1982.

= 0 autrement.

EXP1 : expérience entre 1 et 2 ans.

EXP2 : expérience entre 2 et 3 ans.

EXP35 : expérience entre 3 et 6 ans.

EXP610 : expérience entre 6 et 11 ans.

EXP11 : expérience de plus de 11 ans - groupe témoin (constante)

Le groupe "région de résidence" comprend 11 variables dichotomiques représentant les 11 régions socio-économiques du Québec avec les conducteurs de la région 6, soit l'archipel de Montréal, comme groupe témoin. Encore une fois, une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

REG1 : = 1 si le conducteur réside dans la région du Bas Saint-Laurent et Gaspésie.

= 0 autrement.

REG2 : Saguenay - Lac St-Jean.

REG3 : Québec.

REG4 : Trois-Rivières.

REG5 : Estrie.

REG6 : Archipel de Montréal : groupe témoin (constante).

REG7 : Laurentides - Lanaudière.

REG8 : Montérégie.

REG9 : Outaouais.

REG10 : Abitibi - Témiscamingue.

REG11 : Côte-Nord et Nouveau-Québec.

Le groupe "restrictions" comprend 13 variables avec les conducteurs n'ayant aucune restriction sur leur permis de conduire comme groupe témoin. Plusieurs variables de ce groupe "restrictions" peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

RTSA : = 1 si la restriction A (doit porter des lunettes ou lentilles cornéennes pour conduire) apparaît au permis de conduire.
= 0 autrement.

RTSB : doit conduire le jour seulement.

RTSCG : REGROUPEMENT DES RESTRICTIONS SUIVANTES :

RTSC : doit utiliser un appareil auditif pour conduire.

RTSL et/ou N, et/ou P : doit conduire un véhicule muni de servofreins.

RTSS : est astreint à d'autres conditions médicales.

RTST : est astreint à d'autres conditions non médicales.

RTSW : détient un permis temporaire.

RTSD : doit subir un examen médical périodique de contrôle.

RTSH : doit conduire un véhicule dont la masse totale en charge n'excède pas 5 500 kg.

RTSJ : doit conduire un véhicule muni d'une transmission automatique.

RTSK : doit conduire un véhicule muni d'un dispositif d'aide au maniement du volant.

RTSM : ne peut conduire un véhicule de commerce public, un autobus, un minibus et un taxi.

RTSO : ne peut conduire un véhicule d'urgence.

RTSQ : doit conduire un véhicule muni de feux-codes manuels ou d'un oeil magique.

RTSU : détient un permis valide pour 6 mois.

RTSY : ne peut conduire un taxi ou une ambulance.

RTS0 : aucune restriction, c'est le groupe témoin (constante).

Le groupe "classe de permis" comprend 9 variables dichotomiques même s'il existe 12 classes possibles de permis de conduire. Certaines ont été regroupées (11 et 12) et d'autres ignorées; puisque les classes 41 et 42 sont presque mutuellement exclusives, seule la classe 42 est retenue, et puisqu'aucun individu dans notre échantillon n'avait que la classe 61, celle-ci n'est pas utilisée.

Plusieurs variables de ce groupe peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

CL1112 : REGROUPEMENT DES CLASSES SUIVANTES :

CL11 : Peut conduire des autobus avec transmission manuelle (apparaît explicitement sur le permis du conducteur) (inclut les classes 12, 13, 41, 42 et 61).

CL12 : Autobus avec transmission automatique (incluant 13, 41, 42 et 61.

CL13 : Minibus (incluant 41, 42 et 61).

CL21 : Véhicule et ensemble de véhicules de masse totale en charge de 11 000 kg ou plus (incluant 22, 41, 42 et 61).

CL22 : Véhicule de masse totale en charge de 11 000 kg ou plus (incluant 41, 42 et 61).

CL31 : Véhicule taxi (incluant 41, 42 et 61).

CL42 : Véhicule(s) de la classe 41 à l'exception des véhicules de commerce publics (incluant 61).

CL54 : Motocyclette (incluant 55, 56 et 61).

CL55 : Motocyclette de cylindrée de 400 cm^3 ou moins (incluant 56 et 61).

CL56 : Vélomoteur (incluant 61).

Le groupe "exposition" comprend 3 variables continues

EXPOA : Nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 80-81.

EXPOB : Nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 81-82.

EXPOC : Nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 82-83.

Ceci complète la liste des variables du vecteur i.

Les trois variables retenues pour mesurer les activités d'autoprotection de l'individu, et donc son comportement vis-à-vis la sécurité routière sont X, Y, Z.

X : Nombre de points d'inaptitude accumulés au cours des deux années 80-81 et 81-82.

Les points d'inaptitude sont attribués quand un conducteur est trouvé coupable de certaines infractions au code de la sécurité routière. Le nombre de points attribués dépend de l'infraction commise comme le montre le tableau A1.

Tableau A1

Description des infractions

Code de la route	Code de la sécurité rout.		Nbre de points d'inaptitude
CR84	CS145	Manquement devoirs du conducteur lors accident	9
CR84	CS146	Manquement devoirs du conducteur lors accident avec un objet inanimé	9
CR3911	CS286	Marche arrière dangereuse	2
CR3911	CS287	Marche arrière dangereuse sur autoroutes, entrées ou sorties d'autoroutes	2
CR87D	CS300	Conduite pour un pari, un enjeu ou une course	6
CR49B	CS313	Omission de se conformer à des ordres ou signaux d'un agent de la paix ou d'un brigadier scolaire	2
CR3915	CS326	Omission de se conformer à un signal d'arrêt (aussi 49B)	2
CR50C	CS327	Omission de se conformer à un feu rouge	3
CR49B	CS328	Omission de se conformer à un feu rouge clignotant	3
CR451	CS338	Omission de faire un arrêt à un passage à niveau	2
CR452	CS339	Omission d'arrêter à un passage à niveau dans la conduite d'un véhicule routier particulier ou remise en marche prohibée d'un tel véhicule (autobus scolaire ou autre, minibus, ou véhicule transportant des matières dangereuses ou inflammables)	9
CR395	CS341	Dépassement prohibé (dangereux) par la gauche	2
CR396	CS346	Dépassement prohibé sur la voie réservée à la circulation en sens inverse (côte, courbe, intersection, passage à niveau, viaduc, tunnel ou passage pour piétons)	4
CR394	CS347	Dépassement prohibé par la droite	1
CR397	CS348	Dépassement en franchissant une ligne l'interdisant	2
-----	CS373	Vitesse dangereuse ou action imprudente (ancien CR56-2, remplace la conduite imprudente CR83)	4
CR561	CS3731	Excède la vitesse permise de 1 à 14 km	1
CR562	CS3732	Excède la vitesse permise de 15 à 29 km ZONE DE	2
CR563	CS3733	Excède la vitesse permise de 30 à 44 km 50 KM ET	3
CR564	CS3734	Excède la vitesse permise de 45 à 59 km PLUS	4
CR564	CS3735	Excède la vitesse permise de 60 à 74 km C.S.R.	5
CR564	CS3736	Excède la vitesse permise de 75 à 89 km ET	6
CR564	CS3737	Excède la vitesse permise de 90 à 104 km REGL.	7
CR564	CS3738	Excède la vitesse permise de 105 à 119 km MUN.	8
CR561	CS3751	Excède la vitesse permise de 1 à 14 km ZONE DE	1
CR562	CS3752	Excède la vitesse permise de 15 à 29 km MOINS	2
CR563	CS3753	Excède la vitesse permise de 30 à 44 km DE	3
CR564	CS3754	Excède la vitesse permise de 45 à 59 km 50 KM	4
CR564	CS3755	Excède la vitesse permise de 60 à 74 km REGL.	5

Code de la route	Code de la sécurité rout.		Nbre de points d'inaptit.
CR564	CS3756	Excède la vitesse permise de 75 à 89 km MUN.	6
CR564	CS3757	Excède la vitesse permise de 90 à 104 km	7
CR564	CS3758	Excède la vitesse permise de 105 à 119 km	8
CR481	CS390	Omission d'arrêter à l'approche d'un autobus scolaire dont les feux intermittents sont en marche, ou croisement ou dépassement prohibé d'un tel véhicule	9
CR85	CS100	Conduite durant revocation-suspension	-

Considérons maintenant la variable Y :

Y : Nombre de révocations-suspensions en vigueur durant l'année 81-82 pour infraction au code criminel.

Depuis l'introduction du code de la sécurité routière (1er avril 1982), tout conducteur détenant un permis de conduire valide peut le voir révoqué s'il commet une infraction au code criminel ou accumule, en moins de deux ans, douze points d'inaptitude ou plus. La révocation signifie que le conducteur perd son permis de conduite pour la durée de la période de révocation. Il doit se présenter de nouveau à l'examen d'obtention du permis de conduire pour le réobtenir.

La durée de la période de révocation varie selon le nombre de révocations depuis les deux dernières années :

Nbre de révocations durant les deux dernières années	Durée de la période de révocation
Première révocation	3 mois
Deuxième révocation	6 mois
Troisième ou quatrième révocation	12 mois

Avant le 1er avril 1982, sous le code de la route, la notion de révocation n'existait pas; le permis n'était que suspendu pendant une certaine durée. C'est-à-dire que le conducteur réobtenait son permis de conduire après cette durée et ce, sans l'obligation de subir un examen. Les durées de révocations-suspensions étaient identiques à celle de révocation.

Lorsqu'une personne non titulaire d'un permis de conduire ou d'un permis d'apprenti-conducteur commet une infraction au code criminel, ou accumule, en moins de deux ans, douze points d'inaptitude, on suspend son droit d'obtenir un permis de conduire ou un permis restreint. C'est-à-dire que pour une certaine période, aucun permis ne pourra lui être délivré.

La durée de la période de révocations-suspensions dépend du nombre de révocations-suspensions depuis les deux dernières années :

Nbre de révoc.-suspens. du droit d'obtenir un permis depuis les deux dernières années	Durée de la période de révoc.-suspens. du droit d'obtenir un permis
Première révoc.-suspens.	3 mois
Deuxième révoc.-suspens.	6 mois
Troisième révoc.-suspens. et suivantes	12 mois

Dans ce document, nous ne différencierons pas (sauf lorsqu'explicitement mentionné) les termes suivants : révocations-suspensions du droit d'obtenir un permis, révocations-suspensions pour conduire durant révocations-suspensions. Nous référerons chacun de ceux-ci, ou plusieurs de ceux-ci simultanément, par l'expression "révocations-suspensions". Afin de ne pas faire double emploi avec la variable X, nous n'avons retenu dans la variable Y que les révocations-suspensions pour les infractions au code criminel. Ces infractions apparaissent au tableau A2. Rappelons que tout conducteur coupable de l'une ou l'autre de ces infractions voit son permis révoqué ou son droit à un tel permis suspendu.

Tableau A2
Articles et descriptions sommaires des infractions au code criminel

Article	Description sommaire de l'infraction
203	Négligence criminelle entraînant la mort.
204	Négligence criminelle entraînant des lésions corporelles.
219	Homicide involontaire coupable avec un véhicule routier.
233.1	Négligence criminelle dans la mise en service d'un véhicule à moteur
233.2	Délit de fuite.
233.4	Conduite dangereuse.
234	Conduite ou garde d'un véhicule pendant que la capacité de conduite est affaiblie.
235.2	Défaut ou refus de fournir un échantillon d'haleine.
236	Conduite ou garde d'un véhicule avec un taux d'alcoolémie supérieur à 80 milligrammes par 100 millilitres de sang

Finalement, la troisième variable explicative de ce deuxième ensemble est Z.

Z : Nombre d'accidents dans lesquels un conducteur a été impliqué pendant les 2 années 80-81 et 81-82.

Cette variable comprend tous les accidents avec blessés ou non dans lesquels un conducteur a été impliqué et ce sans égard à la faute ou responsabilité du conducteur. Seuls les accidents ayant fait l'objet uniquement d'un constat amiable entre les conducteurs sont exclus. Notons que tout accident avec blessé(s) doit être rapporté à la police. Ainsi,

tous les accidents avec blessés et la très forte majorité des accidents avec dommages matériels seulement sont comptabilisés dans Z.

Dans toutes les analyses empiriques rapportées dans ce rapport, la variable dépendante est dichotomique. Il s'agit de la variable ZOICB prenant la valeur 1 si le conducteur considéré a été impliqué dans un ou plusieurs accidents en 82-83 et la valeur 0 autrement. Ainsi, la valeur estimée de cette variable dépendante peut être interprétée pour un conducteur donné comme la probabilité que ZOICB prenne la valeur 1, i.e. la probabilité que le conducteur soit impliqué dans au moins un accident, étant donné le vecteur de caractéristiques i du conducteur et son vecteur de "comportement" θ_i^t représenté par (X, Y, Z).

3. Construction et signification des variables du modèle # 1

Comme pour le modèle de référence, les variables du modèle # 1 se divisent en deux catrégories. Un vecteur i de caractéristiques individuelles et un vecteur θ_i^t représentant l'expérience passée du conducteur. Le vecteur i est le même que pour le modèle de référence (âge, sexe, expérience, région de résidence, restrictions au permis de conduire, classe(s) de permis de conduire et mesure d'exposition).

Dans le modèle de base, le vecteur θ_1^t contenait les variables X, Y et Z. Dams le modèle # 1, la variable X du vecteur θ_1^t est remplacée par un vecteur d'infractions. Ce vecteur est construit comme suit :

INFIP : Le nombre total d'infractions au code de la sécurité routière ou au code de la route ayant entraîné l'ajout de 1 point d'inaptitude au dossier du conducteur et ce pour les périodes A et B réunies où A désigne 80-81 et B désigne 81-82*.

INF2P : Même chose mais pour les infractions de 2 points.

INF3P : Même chose mais pour les infractions de 3 points.

INF4P : Même chose mais pour les infractions de 4 points.

INF58P : Même chose mais pour les infractions de 5, 6, 7 et 8 points.

INF9P : Même chose mais pour les infractions de 9 points.

Ainsi, le vecteur θ_1^t du modèle # 1 a 8 composantes :

θ_1^t = ((INF1P, INF2P, INF3P, INF4P, INF58P, INF9P), Y, Z)

où Y et Z sont définis de la même façon que dans le modèle de référence.

---

*Par exemple : INF1P = CS347(ou CR394) + CS3731 + CS3751(ou CR561).

4. Construction et signification des variables du modèle # 2

Le vecteur i des caractéristiques individuelles pour le modèle # 2 est le même que pour les modèles précédents.

Seul le vecteur θ_i^t est différent du modèle de référence et du modèle # 1. La variable X du modèle de référence est remplacée par :

INF1P : Somme sur les périodes A et B du nombre d'infractions ayant entraîné l'ajout de 1 point d'inaptitude au dossier du conducteur (Somme des infractions CS347, CR394, CS3731, CS3751 et CR561).

INF2PM : Somme sur les périodes A et B du nombre d'infractions SAUF LES INFRACTIONS POUR EXCES DE VITESSE ayant entraîné l'ajout de 2 points d'inaptitude au dossier du conducteur (Somme de CS286, CR3911, CS287, CS313, CR493, CS326, CR3915, CS338, CR451, CS341, CR395, CS348 et CR397.

VIT2P : Somme sur les périodes A et B du nombre d'infractions POUR EXCES DE VITESSE ayant entraîné l'ajout de 2 points d'inaptitude au dossier du conducteur (Somme de CS3732, CR562 et CS3752).

INF3PM : Même chose que pour INF2PM mais pour les infractions de 3 points (Somme de CS327, CR50C et CS328).

VIT3P : Même chose que pour VIT2P mais pour les excès de vitesse de 3 points (Somme de CS3733, CR563 et CS3753).

INF48P : Somme sur les périodes A et B de TOUTES les infractions ayant entraîné l'ajout de 4 à 8 points d'inaptitude au dossier du conducteur (Somme de CS300, CR87D, CS346, CR396, CS373, CS3734, CS3735, CS3736, CS3737, CS3738, CR564, CS3754, CS3755, CS3756, CS3757 et CS3758).

INF9P1 : Somme sur les périodes A et B des infractions AUTRES QUE LE DEPASSEMENT D'UN AUTOBUS SCOLAIRE à L'ARRET et ayant entraîné l'ajout de 9 points d'inaptitude au dossier du conducteur (Somme de CS145, CS146, CR84, CS339 et CR452).

INF9P2 : Somme sur les périodes A et B des infractions du type CS390 et CR481 (Omission d'arrêter à l'approche d'un autobus scolaire dont les feux intermittents sont en marche, ou croisement ou dépassement prohibé d'un tel véhicule.

La variable Y du modèle de référence (révocations-suspensions du permis de conduire) est remplacée par :

Y1 : Somme sur les périodes A et B des infractions au code criminel AUTRES QUE CELLES RELIEES A L'ALCOOL et ayant entraîné la révocation-suspension du permis de conduire de l'individu (Somme de CC203, CC204, CC219, CC233.1, CC233.2, CC233.4, CC234 et CS100).

Y2 : Somme sur les périodes A et B des infractions au code criminel pour des raisons reliées à la consommation d'alcool et ayant

entraîné la révocation-suspension du permis de conduire de l'individu (Somme de CC235.2 et CC236).

La variable Z est construite dans le modèle de référence.

Ainsi, le vecteur θ_i^t du modèle # 2 est :

θ_i^t = ((INF1P, INF2PM, VIT2P, INF3PM, VIT3P, INF48P, INF9P1, INF9P2), (Y1, Y2), Z).

5. Construction et signification des variables du modèle # 3

Le modèle # 3 est très semblable au modèle # 2. Le vecteur i des caractéristiques individuelles est le même que pour les modèles précédents. Le vecteur θ_i^T du modèle # 3 a ceci de particulier par rapport à celui du modèle # 2 : les infractions de 1 point (pour vitesse ou autres) ont été regroupées avec les infractions de catégories correspondantes de 2 points d'inaptitude. Ainsi,

INF12PM : Somme pour les périodes A et B des infractions AUTRES QUE POUR EXCES DE VITESSE et ayant entraîné l'ajout de 1 ou 2 points d'inaptitude au dossier du conducteur (Somme de CS347, CR394, CS286, CR3911, CS287, CS313, CR349B, CS326, CR3915, CS338, CR451, CS341, CR395, CS348 et CR397).

VIT12P : Somme pour les périodes A et B des infractions POUR EXCES DE VITESSE SEULEMENT et ayant entraîné l'ajout de 1 ou 2 points

d'inaptitude au dossier du conducteur (Somme de CS3731, CR561, CS3751, CS3732 et CS3752)

et les autres variables sont les memes qu'au modèle #2. Alors, le vecteur θ_i^t du modèle # 3 peut s'écrire

θ_i^t = ((INF12PM, VIT12P, INF3PM, VIT3P, INF48P, INF9P1, INF9P2), (Y1, Y2), Z).

Annexe II

Modèle théorique

Modèle théorique de comportement optimal des conducteurs

Le but de cette section est de présenter le modèle de comportement individuel associé à la partie empirique de l'étude. Ce modèle permettra en outre de dégager les conditions sous lesquelles une gestion optimale du Code de la sécurité routière peut être reliée à une tarification optimale de l'assurance en présence d'asymétrie d'information entre les assureurs et les assurés sur les activités de prévention d'accidents.

Afin de simplifier la présentation de la discussion, nous utilisons un modèle théorique à une période même si le modèle empirique est sur trois périodes. Le rapport Boyer-Dionne (1985) établit les liens formels entre les contrats à une période et ceux à plusieurs périodes. Intuitivement, ces liens peuvent être schématisés de la façon suivante. Nous supposons ici que l'individu tient compte des variations courantes des primes d'assurance ou des points d'inaptitude lorsqu'il décide d'être prudent ou non alors que, dans un modèle sur plusieurs périodes, il tient compte des mêmes variations dans le futur.

Nous supposons que les individus sont pleinement assurés, c'est-à-dire que les coûts des accidents sont couverts par une assurance. Cette hypothèse simplificatrice correspond a la réalité pour 85 % et plus des conducteurs québécois en ce qui concerne les dommages corporels et pour presque tous les québécois en ce qui concerne les dommages matériels à autrui (assurance obligatoire). Pour simplifier davantage la présentation, nous supposons qu'il y a un seul assureur pour tous les types de dommages reliés aux accidents automobiles.

Considérons un individu qui doit décider du niveau optimal d'activités de prévention des accidents pour un niveau de pleine assurance donné. Cette prévention n'est pas directement observable par l'assureur ou par l'agence responsable de la sécurité routière. Par contre, ces institutions peuvent avoir accès à un fichier d'information qui leur donne les infractions au Code de la sécurité routière commises par chaque conducteur durant une période donnée. Les deux agents (assureur et celui responsable de la sécurité routière) prévoient utiliser cette information afin d'inciter les conducteurs à la prudence parce qu'elle est un bon indicateur des risques individuels d'accident. Les deux agents peuvent fonctionner de façon coordonnée ou agir individuellement. Nous allons montrer que s'ils agissent indépendamment, ils peuvent amener un niveau de sécurité routière trop grand ou trop petit.

1) Action coordonnée des agents responsables de la sécurité routière

Supposer une pleine coordination est équivalent à dire qu'il y a un seul agent responsable de la tarification de l'assurance et de la gestion du code de la sécurité routière. Il peut donc utiliser une seule intervention ou les deux à la fois. La tarification de l'assurance est simple : elle est une fonction croissante du nombre de points d'inaptitude accumulés. Les résultats de nos travaux de recherche indiquent clairement que le taux de croissance doit être lui-même croissant, c'est-à-dire que la fonction de tarification ou de prix de l'assurance doit être non-linéaire :

$$P = \Pi(x)q \qquad (1)$$

où P = prime d'assurance

x = nombre de points accumulés

Π = prix de l'assurance : $d\Pi/dx > 0$, $d^2\Pi/dx^2 > 0$.

De façon explicite, $\Pi = p(x)+k$ où $p(x)$ est la probabilité d'accident et $k \geq 0$ est une constante

q = montant d'assurance.

Il est possible également de refuser l'assurance après une accumulation de N points ce qui est équivalent à une révocation-suspension de permis dans un régime d'assurance obligatoire.

La gestion du Code de la sécurité routière peut être formalisée de deux façons équivalentes. La première est de supposer une grande pénalité après une accumulation de N points (révocations-suspensions du permis et amende). La seconde prévoit une amende croissante en fonction des points accumulés dont le total est égal à l'amende de la première méthode avec le maintien d'une révocation-suspension après une accumulation de N points. L'amende peut être une fonction croissante de x

$$A = f(x) \; ; \; \frac{df}{dx} > 0, \quad \frac{d^2f}{dx^2} > 0$$

De façon explicite, $f(x) = p(x)a + h$ où $h \geq 0$ et $a \geq 0$ sont des constantes.

Nous utiliserons la deuxième approche pour fin d'analyse. De plus, nous supposons que le coût associé au refus d'assurance ou à la révocation-suspension du permis est le même quels que soient les scénarios envisagés.

Le choix rationnel d'activités de prévention (y) de l'individu est donné par la solution du problème suivant :

$$\text{Max } U(S - \Pi(x(y))q - f(x(y))) - C(y)$$

où U est la fonction d'utilité de la richesse ($W = S - \Pi q - f$) où S est la richesse initiale; $dU/dW > 0$, $d^2U/dW^2 \leq 0$

C(y) est la fonction de coût des activités de prévention; $dC/dy > 0$, $d^2C/dy^2 \geq 0$

x(y) est une fonction qui relie les activités de prévention (y) aux points d'inaptitude (x); $dx/dy < 0$, $d^2x/dy^2 \geq 0$.

Avant de donner les conditions d'optimalité, rappelons qu'il y a pleine assurance des pertes d'où une fonction d'utilité certaine. Rappelons également que plusieurs scénarios sont possibles. Considérons trois de ceux-ci :

1) seule l'assurance est tarifée selon l'expérience du conducteur

$$\Pi(\cdot) = \Pi(x(y)) \text{ et } \frac{df(x)}{dx} = 0$$

2) l'assurance n'est pas fonction de l'expérience du conducteur mais un système d'amende optimale est utilisé

$$\frac{d\Pi}{dx} = 0 \text{ et } f(\cdot) = f(x(y))$$

3) les deux politiques sont appliquées conjointement.

Les conditions de premier ordre correspondantes (caractérisant les choix individuels) sont :

$$1) \quad -\frac{dU}{dW}\frac{d\Pi}{dx}\frac{dx}{dy}q = \frac{dC}{dy}$$

$$2) \quad -\frac{dU}{dW}\frac{df}{dx}\frac{dx}{dy} = \frac{dC}{dy}$$

$$3) \quad -\frac{dU}{dW}\left(\frac{d\tilde{f}}{dx} + \frac{d\hat{\Pi}}{dx}q\right)\frac{dx}{dy} = \frac{dC}{dy}$$

Des conditions 1 et 2, nous vérifions que si

$$\frac{df}{dx} = \frac{d\Pi}{dx}q, \qquad (A)$$

alors le choix de y est le même dans les 2 cas. Ainsi, il est possible de développer des systèmes équivalents de tarification de l'assurance et de gestion du Code de la sécurité routière. Désignons par y^* le niveau choisi. Si les deux agences veulent utiliser les deux politiques d'intervention de façon coordonnée ou si, comme au Québec, c'est la même agence qui est responsable des deux systèmes, il est nécessaire de modifier les fonctions f(x) et $\Pi(x)$ pour obtenir le même niveau de prévention y^*. En effet, si les fonctions f(x) et $\Pi(x)$ ne sont pas modifiées, le bénéfice marginal à y^* sera supérieur au coût marginal et l'agent produira $y^{**} > y^*$. Si y^* est le niveau optimal pour la société, y^{**} n'est pas un choix adéquat. Par contre, il est possible de modifier les fonctions et vérifier que

$$\left(\frac{d\tilde{f}}{dx} + \frac{d\hat{\Pi}}{dx}q\right) = \frac{df}{dx} = \frac{d\Pi}{dx}q,$$

auquel cas les trois modes d'intervention sont équivalents.

2) Actions non coordonnées des agents responsables de la sécurité routière

De la discussion précédente, il est facile de montrer que des politiques de tarification de l'assurance et de gestion optimale du Code de la sécurité routière peuvent générer les niveaux de prévention trop élevés ou trop faibles comparativement au niveau y^* choisi arbitrairement pour fin de comparaison.

Nous avons présenté dans la section précédente une condition pour que $y > y^*$. Un résultat contraire peut être obtenu. Par exemple, si la tarification de l'assurance n'est pas fonction de l'expérience de conduite des assurés et si la fonction f(x) choisie n'est pas adéquate.

L'analyse empirique du présent rapport concerne la fonction f(x). Par contre, il est important de répéter que notre analyse est limitée à la désagrégation de x et aux effets relatifs des différentes formes d'infractions. Elle ne traite pas du niveau absolu optimal pour la société. Les études précédentes de Boyer-Dionne (1985) étaient concentrées sur la fonction $\Pi(x)$.

En guise de conclusion, ce qu'il faut surtout retenir du modèle précédent est qu'il montre sans ambiguité qu'une gestion optimale du Code de la sécurité routière peut être équivalente à une tarification optimale de l'assurance en présence d'asymétrie d'information entre les agents économiques.

Annexe III. Modèles économétriques

MODELE DE REFERENCE

VARIABLE	COEFFICIENT ORIGINAL	STATISTIQUE "t"	COEFFICIENT TRANSFORME
CONSTANTE	-2.295	-10.30**	NC
A16	-0.304	-0.89	-0.025
A2024	-0.028	-0.35	-0.003
A2534	-0.207	-2.40**	-0.020
A3544	-0.292	-3.11**	-0.027
A4554	-0.288	-2.93**	-0.026
A5564	-0.409	-3.91**	-0.033
A65	-0.372	-3.11**	-0.030
SEXM	0.370	9.80**	0.037
EXP0	0.227	1.08	0.029
EXPM1	0.116	0.72	0.014
EXP2	-0.145	-1.10	-0.014
EXP35	-0.245	-1.79*	-0.022
EXP610	-0.251	-1.70*	-0.024
EXP11	-0.194	-1.29	-0.021
REG1	0.107	1.30	0.012
REG2	0.035	0.46	0.004
REG3	0.073	1.55	0.008
REG4	0.106	1.75*	0.012
REG5	0.025	0.30	0.003
REG7	0.073	1.32	0.008
REG8	0.008	0.18	0.001
REG9	0.245	3.46**	0.031
REG10	0.128	1.43	0.015
REG11	0.158	1.46	0.019
RTSA	-0.254	-2.40**	-0.025
RTSB	0.155	0.60	0.019
RTSCG	-0.146	-0.97	-0.014
RTSD	0.034	0.28	0.004
RTSH	0.118	1.04	0.014
RTSJ	0.736	1.73*	0.134
RTSK	-0.535	-0.99	-0.037
RTSM	-0.273	-1.55	-0.023
RTSO	0.145	0.67	0.017
RTSQ	-0.591	-0.88	-0.039
RTSU	0.366	1.86*	0.052
RTSY	-0.977	-2.31**	-0.048
RTSØ	-0.186	-1.71*	-0.021
CL1112	0.158	1.41	0.019
CL13	-0.256	-0.51	-0.022
CL21	0.127	1.88*	0.014
CL22	0.560	2.81**	0.091
CL31	0.359	2.74**	0.050
CL42	0.045	0.77	0.005
CL54	0.041	0.52	0.004
CL55	-0.579	-1.55	-0.038
CL56	-0.104	-0.17	-0.010

.....

MODELE DE REFERENCE (suite)

VARIABLE	COEFFICIENT ORIGINAL	STATISTIQUE "t"	COEFFICIENT TRANSFORME
VALA	0.001	0.97	NC
VALB	-0.0002	-0.42	NC
VALC	0.002	5.70**	NC
Z	0.211	8.11**	0-1 : 0.025 1-2 : 0.034
Y	0.290	2.23**	0-1 : 0.039 1-2 : 0.057 2-3 : 0.077
X	0.055	9.62**	0-1 : 0.006 1-5 : 0.028 5-31: 0.434

nb. d'observations : 19013
nb. de variables : 53
ratio de vraisemblance : 716.64

* = significatif à 90 %
** = significatif à 95 %
NC = non calculé

MODELE #1

VARIABLE	COEFFICIENT ORIGINAL	STATISTIQUE "t"	COEFFICIENT TRANSFORME
CONSTANTE	-2.347837	-10.478490**	NC
A16	-0.237565	-0.699890	-0.0207
A2024	-0.024365	-0.307023	-0.0025
A2534	-0.205225	-2.378012**	-0.0202
A3544	-0.288156	-3.075195**	-0.0267
A4554	-0.280926	-2.860972**	-0.0252
A5564	-0.403221	-3.854520**	-0.0328
A65	-0.353552	-2.938842**	-0.0289
SEXM	0.364189	9.636550**	0.0368
EXP0	0.192776	0.927027	0.0236
EXPM1	0.089632	0.552810	0.0101
EXP2	-0.151729	-1.148760	-0.0143
EXP35	-0.256041	-1.883956*	-0.0232
EXP610	-0.274398	-1.882936*	-0.0258
EXP11	-0.217972	-1.464325	-0.0231
REG1	0.102546	1.240923	0.0117
REG2	0.031404	0.411645	0.0034
REG3	0.067193	1.423140	0.0074
REG4	0.098582	1.623262	0.0112
REG5	0.038148	0.457295	0.0042
REG7	0.073028	1.312211	0.0081
REG8	0.005011	0.109448	0.0005
REG9	0.240447	3.393019**	0.0303
REG10	0.120120	1.338259	0.0139
REG11	0.150795	1.395285	0.0179
RTSA	-0.216900	-2.042743**	-0.0214
RTSB	0.174795	0.731743	0.0176
RTSCG	-0.112249	-0.729184	-0.0109
RTSD	0.053544	0.466208	0.0059
RTSH	0.135329	1.217413	0.0158
RTSJ	0.711986	1.693946*	0.1275
RTSK	-0.535236	-0.998298	-0.0365
RTSM	-0.231844	-1.505917	-0.0204
RTSO	0.055645	0.263335	0.0062
RTSQ	-0.604086	-0.910875	-0.0389
RTSU	0.557519	1.108854	0.0902
RTSY	-0.937774	-2.183089**	-0.0468
RTSØ	-0.147746	-1.359354	-0.0163
CL1112	0.235987	2.211158**	0.0300
CL13	0.095783	0.305323	0.0109
CL21	0.137686	2.035552**	0.0155
CL22	0.537456	2.897243**	0.0856
CL31	0.373068	2.720291**	0.0527
CL42	0.049142	0.846310	0.0051
CL54	0.059425	0.791115	0.0061
CL55	-0.363067	-1.188870	-0.0285
CL56	-0.079359	-0.135180	-0.0079

....

MODELE #1 (suite)

VARIABLE	COEFFICIENT ORIGINAL	STATISTIQUE "t"	COEFFICIENT TRANSFORME
VALA	0.000544	0.964703	NC
VALB	-0.000347	-0.784185	NC
VALC	0.002264	6.075783**	NC
Z	0.213273	8.179592**	0-1 : 0.0253 1-2 : 0.0345
Y	0.298965	2.917568**	0-1 : 0.0399 1-2 : 0.0593 2-3 : 0.0806
INF1P	-0.514902	-1.632206	0-1 :-0.0357 1-2 :-0.0121 2-3 :-0.0032
INF2P	0.142304	5.025899**	0-1 : 0.0163 1-2 : 0.0202 2-3 : 0.0246
INF3P	0.160570	6.207376**	0-1 : 0.0186 1-2 : 0.0236 2-3 : 0.0292
INF4P	0.148915	2.066925**	0-1 : 0.0177 1-2 : 0.0220 2-3 : 0.0269
INF58P	-2.379267	-0.565238	0-1 :-0.0517 1-2 : NC 2-3 : NC
INF9P	0.453387	1.861102*	0-1 : 0.0681 1-2 : 0.1151 2-3 : 0.1589

nb. d'observations : 19013
nb. de variables : 58
ratio de vraisemblance : 724.473

* = significatif à 90 %
** = significatif à 95 %
NC = non calculé

MODELE #2

VARIABLE	COEFFICIENT ORIGINAL	STATISTIQUE "t"	COEFFICIENT TRANSFORME
CONSTANTE	-2.357726	-10.535820**	NC
A16	-0.239886	-0.705665	-0.0208
A2024	-0.021676	-0.273302	-0.0023
A2534	-0.201585	-2.336126**	-0.0198
A3544	-0.283851	-3.029569**	-0.0263
A4554	-0.276758	-2.818858**	-0.0249
A5564	-0.398563	-3.810357**	-0.0325
A65	-0.350214	-2.910177**	-0.0287
SEXM	0.361371	9.549689**	0.0365
EXP0	0.207093	0.995242	0.0256
EXPM1	0.096253	0.594272	0.0109
EXP2	-0.147668	-1.116140	-0.0140
EXP35	-0.252923	-1.858322*	-0.0229
EXP610	-0.271773	-1.862294*	-0.0255
EXP11	-0.213277	-1.430509	-0.0226
REG1	0.105899	1.279597	0.0121
REG2	0.036411	0.476963	0.0040
REG3	0.070961	1.498681	0.0078
REG4	0.105460	1.733222*	0.0120
REG5	0.040040	0.480069	0.0044
REG7	0.077908	1.398623	0.0087
REG8	0.008743	0.190513	0.0009
REG9	0.246208	3.470088**	0.0311
REG10	0.127979	1.423190	0.0149
REG11	0.158350	1.464062	0.0189
RTSA	-0.212488	-2.000634**	-0.0210
RTSB	0.176139	0.738004	0.0214
RTSCG	-0.107613	-0.698706	-0.0104
RTSD	0.056818	0.494735	0.0063
RTSH	0.133455	1.200635	0.0156
RTSJ	0.711631	1.689959*	0.1273
RTSK	-0.535963	-0.997155	-0.0364
RTSM	-0.228936	-1.486906	-0.0202
RTSO	0.055659	0.263466	0.0061
RTSQ	-0.605957	-0.912107	-0.0389
RTSU	0.550529	1.094573	0.0885
RTSY	-0.930403	-2.168197**	-0.0466
RTSØ	-0.144623	-1.330408	-0.0159
CL1112	0.238711	2.237109**	0.0304
CL13	0.099688	0.317466	0.0114
CL21	0.137571	2.031833**	0.0155
CL22	0.535719	2.878827**	0.0851
CL31	0.368953	2.689282**	0.0519
CL42	0.048798	0.839642	0.0051
CL54	0.059652	0.792957	0.0061
CL55	-0.376875	-1.230467	-0.0292
CL56	-0.076277	-0.130089	-0.0076

....

MODELE #2 (suite)

VALA	0.000508	0.900948	NC
VALB	-0.000285	-0.642047	NC
VALC	0.002221	5.992171**	NC
Z	0.211307	8.083708**	0-1 : 0.0250 1-2 : 0.0340
Y1	0.073457	0.275524	0-1 : 0.0082 1-2 : 0.0092 2-3 : 0.0103
Y2	0.460385	3.271808**	0-1 : 0.0694 1-2 : 0.1179 2-3 : 0.1626
INF1P	-0.504049	-1.587166	0-1 :-0.0352 1-2 :-0.0123 2-3 :-0.0033
INF2PM	0.183823	3.661595**	0-1 : 0.0222 1-2 : 0.0290 2-3 : 0.0366
INF3PM	0.208143	5.052921**	0-1 : 0.0254 1-2 : 0.0342 2-3 : 0.0442
INF48P	0.151653	2.151157**	0-1 : 0.0180 1-2 : 0.0255 2-3 : 0.0276
INF9P1	0.343700	1.053219	0-1 : 0.0476 1-2 : 0.0737 2-3 : 0.1016
INF9P2	0.597955	1.644343	0-1 : 0.0994 1-2 : 0.1810 2-3 : 0.2329
VIT2P	0.127033	3.573059**	0-1 : 0.0146 1-2 : 0.0177 2-3 : 0.0211
VIT3P	0.136928	3.841902**	0-1 : 0.0158 1-2 : 0.0194 2-3 : 0.0234

nb. d'observations : 19013
nb. de variables : 61
ratio de vraisemblance : 731.489
* = significatif à 90 %
** = significatif à 95 %
NC = non calculé

MODELE #3

VARIABLE	COEFFICIENT ORIGINAL	STATISTIQUE "t"	COEFFICIENT TRANSFORME
CONSTANTE	-2.354648	-10.529470**	NC
A16	-0.239516	-0.704595	-0.0208
A2024	-0.020142	-0.254083	-0.0021
A2534	-0.202223	-2.344204**	-0.0199
A3544	-0.285149	-3.043887**	-0.0264
A4554	-0.277112	-2.823013**	-0.0249
A5564	-0.399750	-3.822472**	-0.0326
A65	-0.351631	-2.922595**	-0.0288
SEXM	0.362451	9.581527**	0.0366
EXP0	0.202640	0.974218	0.0250
EXPM1	0.093939	0.580053	0.0107
EXP2	-0.148837	-1.125668	-0.0141
EXP35	-0.253750	-1.865330*	-0.0230
EXP610	-0.269133	-1.844992*	-0.0253
EXP11	-0.209780	-1.407609	-0.0222
REG1	0.102861	1.243458	0.0118
REG2	0.036683	0.480703	0.0040
REG3	0.070706	1.493898	0.0078
REG4	0.104299	1.713923*	0.0119
REG5	0.038465	0.461243	0.0042
REG7	0.075377	1.353776	0.0084
REG8	0.008428	0.183763	0.0009
REG9	0.244355	3.443062**	0.0309
REG10	0.126857	1.412065	0.0148
REG11	0.159024	1.470539	0.0190
RTSA	-0.213944	-2.015251**	-0.0211
RTSB	0.176681	0.740433	0.0215
RTSCG	-0.106471	-0.691662	-0.0103
RTSD	0.055853	0.486494	0.0062
RTSH	0.133552	1.201955	0.0156
RTSJ	0.711341	1.689318*	0.1273
RTSK	-0.534257	-0.994048	-0.0364
RTSM	-0.230840	-1.499666	-0.0203
RTSO	0.[illegible]724	0.263770	0.0062
RTSQ	-0.6[illegible]837	-0.911831	-0.0389
RTSU	0.550534	1.094506	0.0886
RTSY	-0.932011	-2.171733**	-0.0467
RTSØ	-0.146167	-1.345224	-0.0161
CL1112	0.236323	2.215484**	0.0300
CL13	0.100148	0.318954	0.0115
CL21	0.137550	2.032812**	0.0155
CL22	0.532302	2.865606**	0.0844
CL31	0.373771	2.726381**	0.0528
CL42	0.050480	0.869304	0.0053
CL54	0.055632	0.740147	0.0057
CL55	-0.375837	-1.226934	-0.0292
CL56	-0.075861	-0.129445	-0.0075

....

MODELE #3 (suite)

VARIABLE	COEFFICIENT ORIGINAL	STATISTIQUE "t"	COEFFICIENT TRANSFORME
VALA	0.000512	0.909251	NC
VALB	-0.000300	-0.673395	NC
VALC	0.002230	6.015852**	NC
Z	0.211353	8.091983**	0-1 : 0.0250 1-2 : 0.0340
Y1	0.081332	0.305354	0-1 : 0.0092 1-2 : 0.0104 2-3 : 0.0117
Y2	0.457635	3.246352**	0-1 : 0.0689 1-2 : 0.1168 2-3 : 0.1611
INF12PM	0.176022	3.532454**	0-1 : 0.0212 1-2 : 0.0273 2-3 : 0.0343
INF3PM	0.205955	5.008102**	0-1 : 0.0251 1-2 : 0.0338 2-3 : 0.0435
INF48P	0.144561	2.042247**	0-1 : 0.0171 1-2 : 0.0212 2-3 : 0.0257
INF9P1	0.321288	0.989633	0-1 : 0.0438 1-2 : 0.0664 2-3 : 0.0909
INF9P2	0.600226	1.650148*	0-1 : 0.1000 1-2 : 0.1822 2-3 : 0.2340
VIT12P	0.115584	3.289939**	0-1 : 0.0132 1-2 : 0.0157 2-3 : 0.0185
VIT3P	0.136871	3.847487**	0-1 : 0.0158 1-2 : 0.0195 2-3 : 0.0235

nb. d'observations : 19013
nb. de variables : 60
ratio de vraisemblance : 726.560

* = significatif à 90 %
** = significatif à 95 %
NC = non calculé

Annexe IV
Tableau de correspondance entre le Code de la route, le Code de la sécurité routière (version 1982) et le Code de la sécurité routière (version 1987)*

CSR 1987	CSR 1982	CR
168 à 171	145,146	84
311	313	49B
327	373	56-2,83
328a)	3731	561
328b)	3732	562
328c)	3733	563
328d)	3734	564
329a)	3751	561
329b)	3752	562
329c)	3753	563
329d)	3754	564
343	348	397
345	346	396
346	347	394
348	341	395
359,360	327,328	49B
368	326	3915
411	338	451
413	339	452
416,417	286,287	3911
422	300	87D
460	390	481

*La description détaillée des infractions est donnée au tableau A1 de l'annexe I.

Bibliographie

Amemiya, T. (1981),"Qualitative Response Models: A Survey", Journal of Economic Literature XIX, décembre, pp. 1483-1537.

Boyer, M. et G. Dionne (1985), "La tarification de l'assurance automobile et les incitations à la sécurité routière. Publication # 388, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 183 p.

Boyer, M. et G. Dionne (1987), "La prise en compte des facteurs d'environnement pour expliquer les probabilités d'accidents". Rapport final, FCAR (action concertée, sécurité routière).

Piette, E. (1987), "Gravité des accidents : analyse du comportement individuel et de l'environnement". Rapport préliminaire, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.